

**the great mortalities:
methodological studies
of demographic crises
in the past**

**les grandes mortalités:
étude méthodologique des
crises démographiques
du passé**

edited by

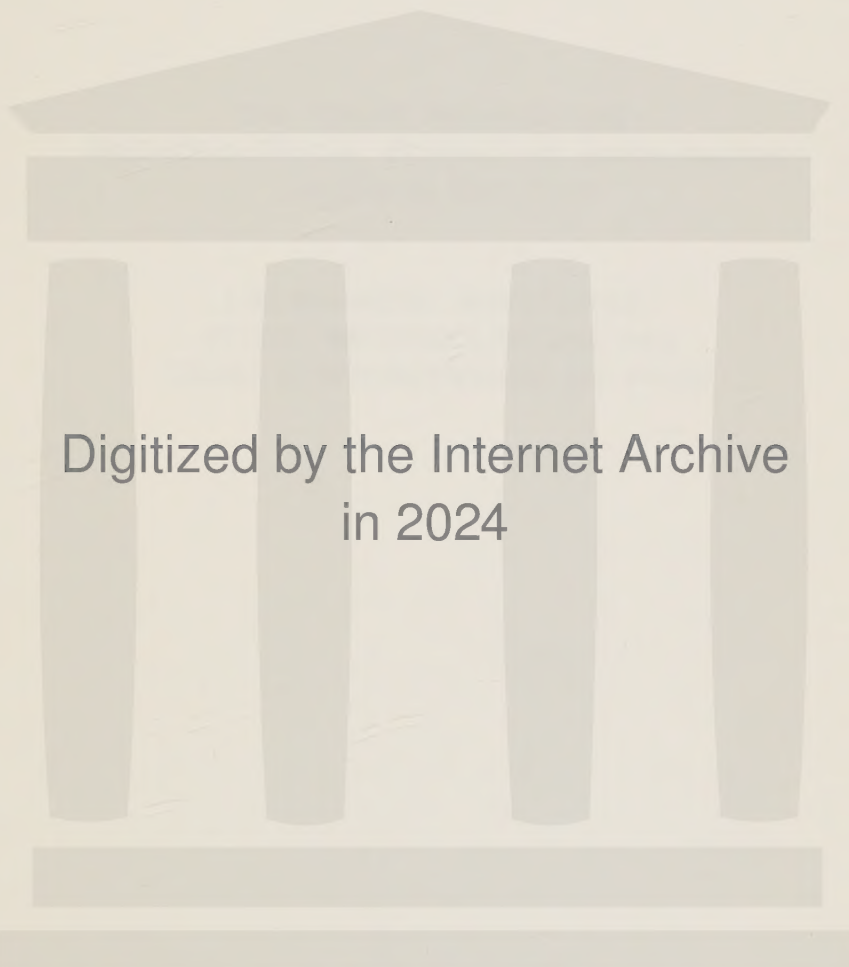
publié sous la direction de

Hubert CHARBONNEAU - André LAROSE



**international union
for the scientific study
of population**

**union internationale
pour l'étude scientifique
de la population**



Digitized by the Internet Archive
in 2024

https://archive.org/details/bwb_P9-DPZ-915

**THE GREAT MORTALITIES :
METHODOLOGICAL STUDIES OF DEMOGRAPHIC
CRISES IN THE PAST**

**LES GRANDES MORTALITES :
ETUDE METHODOLOGIQUE DES
CRISES DEMOGRAPHIQUES DU PASSE**



**International Union for the
Scientific Study of Population**

The International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP) is a non-profit, scientific organization composed of individual members. Established in 1928, it strives to stimulate research on population, develop interest in demographic matters, foster relations between people involved in population studies and disseminate scientific knowledge on population. It has consultative status with the Economic and Social Council of the United Nations and with UNESCO.

IUSSP, 5, rue Forgeur, 4000 Liège, Belgium



**Union Internationale pour l'Etude
Scientifique de la Population**

L'Union Internationale pour l'Etude Scientifique de la Population (UIESP) est une organisation scientifique sans but lucratif, composée de membres individuels. Etablie en 1928, elle s'efforce d'encourager les recherches en démographie, de susciter un intérêt accru pour les problèmes démographiques, de multiplier les échanges entre spécialistes des études de population et de diffuser les connaissances scientifiques sur la population. Elle a le statut consultatif auprès du Conseil économique et social des Nations Unies et de l'UNESCO.

**THE GREAT MORTALITIES : METHODOLOGICAL STUDIES
OF DEMOGRAPHIC CRISES IN THE PAST**

**LES GRANDES MORTALITES : ETUDE METHODOLOGIQUE
DES CRISES DEMOGRAPHIQUES DU PASSE**

Edited by

Publié sous la direction de

Hubert CHARBONNEAU — André LAROSE

With contributions by

Avec la contribution de

Paul Vauthier Adams — Otto Andersen — Andrew B. Appleby
Jean-Noël Biraben — Carlo A. Corsini — Ajit Das Gupta
Louise Dechêne — G. Delille — Lorenzo Del Panta
Jacques Dupâquier — Hans-Oluf Hansen — T.H. Hollingsworth
Arthur E. Imhof — Balint Ila — Hans Chr. Johansen
W. Köllmann — Massimo Livi Bacci — Lajos Madai
Peter Marschalck — Vicente Perez Moreda — Jean-Claude Robert
N. Sanchez-Albornoz — Sølvi Sogner — Egon Szabady
Eric Vilquin — Christabel M. Young

ORDINA EDITIONS

5, rue Forgeur

B-4000 LIEGE

AVANT-PROPOS

AVANT-PROPOS

En moins d'un quart de siècle, la démographie historique a pris un essor que peuvent lui envier de nombreuses disciplines. L'intérêt qu'elle suscite auprès des jeunes chercheurs s'explique sans doute par la fécondité de nouvelles méthodes appliquées à l'étude longitudinale et minutieuse de petits groupes humains. Cela provient aussi du fait qu'elle réunit une multitude de sciences aux confins de l'histoire et de la démographie.

L'Union internationale pour l'étude scientifique de la population n'est pas étrangère à cette vitalité : elle a créé, dès 1963, une Commission de démographie historique qui n'a cessé, depuis lors, de multiplier ses activités. Parmi celles-ci, figure la participation à l'organisation de colloques internationaux, tenus successivement à Budapest en 1965 ¹, à Florence en 1971 ² et à Montebello (près de Montréal) en 1975.

Organisé par le Département de démographie de l'Université de Montréal, avec la collaboration de l'Union, le colloque de Montebello (8-10 octobre 1975) portait pour titre : "Pays nouveaux, pays anciens : problèmes de mesure des phénomènes démographiques". L'un des objectifs de cette manifestation consistait à étendre le champ de la démographie

¹ *Colloque de démographie historique. Budapest, 23-26 septembre 1965.* Budapest, Institut d'études démographiques de l'Office central hongrois de statistique, 1968, 151 p.

² "Techniques et méthodes en démographie historique. XVIIe - XVIIIe siècles". Actes du colloque de Florence, 1er - 3 octobre 1971. *Annales de démographie historique* 1972. Paris, Mouton, 1972, 495 p.

historique à l'ensemble des continents. C'est ainsi que 74 démographes et historiens, en provenance de 21 pays, se sont réunis durant trois jours pour discuter de questions relatives au passé récent, questions qui ne peuvent laisser indifférents tous ceux qui s'intéressent aux problèmes de l'heure actuelle. Trois thèmes étaient à l'ordre du jour : crises de mortalité, aspects sélectifs des migrations, déséquilibre des structures démographiques et nuptialité.

L'ouvrage présenté ici au lecteur se rapporte au premier de ces trois sujets de discussion¹. Déjà, en 1963, nos collègues des sciences historiques avaient tenu à Liège le premier colloque de démographie historique sur la mortalité et les crises de mortalité². Il s'agissait d'une première mise au point à partir de laquelle on peut mesurer le chemin parcouru en une douzaine d'années. Tout n'est pas expliqué, il s'en faut, mais le lecteur pourra constater qu'un pas important a été franchi en peu de temps : désormais, on saura mieux ce que signifie l'expression "crise de mortalité" et surtout on situera avec plus de précision la nature des mécanismes se rapportant aux crises.

Sous l'impulsion de Thomas H. Hollingsworth, président de la Commission de démographie historique, un remarquable effort a été accompli en vue d'améliorer la mesure de l'intensité des crises. C'est pourquoi la première des trois séances sur les crises a été consacrée à l'examen de leur périodicité, de leur intensité, de leur chronologie et de leur extension géographique. La seconde séance a porté sur la nature et les mécanismes des crises et la troisième sur leurs répercussions démographiques, bien que, de l'avis unanime, il ait été difficile de séparer ces divers aspects les uns des autres.

En plus des nombreuses communications, qui cependant n'ont pas toutes pu trouver place ici, faute d'espace ou du fait que certaines contributions n'étaient pas destinées à la publication, on trouvera les synthèses des rapporteurs des séances ainsi que le compte rendu des discussions. Une bibliographie internationale a pu également être élaborée sur le sujet : les éditeurs ont jugé essentiel de la reproduire ici, car ils croient que cette compilation sera d'une grande utilité.

¹ Les deux autres sujets seront publiés dans les *Annales de démographie historique* 1978 et 1979.

² *Problèmes de mortalité: méthodes, sources et bibliographie en démographie historique*. Actes du colloque international de démographie historique, Liège, 18-20 avril 1963, publiés par les soins de Paul HARSIN et Etienne HELIN. Paris, Editions M. Th. Génin, 1965, 535 p. (Bibliothèque de l'Institut de science économique de l'Université de Liège, n° 6).

Les grandes mortalités occupent une place considérable dans l'histoire de l'humanité et ce n'est pas sombrer dans un pessimisme outrancier que d'affirmer qu'elles ne sont pas nécessairement limitées au passé. A n'en pas douter, cet ouvrage fera date dans le champ d'étude des mortalités exceptionnelles et il faut rendre hommage à l'Union internationale pour l'étude scientifique de la population d'avoir assumé sa publication et sa diffusion.

Hubert Charbonneau

PROGRAMME DES SEANCES DU COLLOQUE

CRISES DE MORTALITE

Périodicité, intensité, chronologie et extension géographique.

Nature et mécanismes.

Répercussions démographiques.

ASPECTS SELECTIFS DES MIGRATIONS

Caractéristiques des migrants internationaux.

Esclavage.

Migrations intérieures.

DESEQUILIBRE DES STRUCTURES DEMOGRAPHIQUES ET NUPTIALITE

Métissage.

Déséquilibre d'âge.

Remariage.

DONATEURS

Université de Montréal.

Union internationale pour l'étude scientifique de la population.

Agence canadienne pour le développement international.

Conseil des Arts du Canada.

Ministère de l'Immigration du Québec.

Ministère des Affaires intergouvernementales du Québec.

Banque Provinciale du Canada.

Cliche et Associés Ltée.

COMITE D'ORGANISATION

Hubert Charbonneau

Jacques Légaré

Pierre Beauchamp

Bertrand Desjardins

André LaRose

Raymond Roy

Lise Théberge

LISTE DES PARTICIPANTS

<u>PAYS</u>	<u>NOM</u>	<u>ORGANISME</u>
ALLEMAGNE (République Fédérale)	IMHOF, Arthur	Département d'histoire, Université libre de Berlin, Berlin-Ouest.
ARGENTINE	SANCHEZ-ALBORNOZ, Nicolas	Department of History, New York University, New York, N.Y.
BELGIQUE	DESAMA, Claude	Service de Traitement Automatique de la Documen- tation Sociale, Université de Liège.
	HELIN, Etienne	Service de Traitement Automatique de la Documen- tation Sociale, Université de Liège.
	VILQUIN, Eric	Département de démographie, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.
BRESIL	BALHANA, Altiva Pilatti	Departamento de Historia, Universidade Federal do Parana, Curitiba.
	BORUSZENKO, Oksana	Departamento de Historia, Universidade Federal do Parana, Curitiba.
	BURMESTER, Ana Maria	Département de démographie, Université de Montreal.
	MARCILIO, Maria Luiza	Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Assis, São Paulo.
	WACHOWICZ, Ruy Christovam	Departamento de Historia, Universidade Federal do Parana, Curitiba

	WESTPHALEN, Cecilia Maria	Departamento de Historia, Universidade Federal do Parana, Curitiba
CANADA	BEAUCHAMP, Pierre	Département de démographie, Université de Montréal.
	BEAUJOT, Roderic	Division des estimations et projections démographi- ques, Statistique Canada, Ottawa.
	BOUCHARD, Gérard	Département des sciences humaines, Université du Québec à Chicoutimi.
	CHARBONNEAU, Hubert	Département de démographie, Université de Montréal.
	DECHENE, Louise	Département d'histoire, Université de Montréal.
	DESJARDINS, Bertrand	Département de démographie, Université de Montréal.
	GARON, Robert	Ministère des Affaires in- tergouvernementales, Gouvernement du Québec, Québec.
	HENRIPIN, Jacques	Département de démographie, Université de Montréal.
	KATZ, Michael B.	Department of History, York University, Toronto.
	LANDRY, Yves	Département de démographie, Université de Montréal.
	LAROSE, André	Département de démographie, Université de Montréal.
	LAVOIE, Yolande	Division des estimations et projections démographi- ques, Statistique Canada, Ottawa.

	LEGARE, Jacques	Département de démographie, Université de Montréal.
	MOGENSEN, Nels Wayne	Département d'histoire, Université Laurentienne, Sudbury.
	MORIN, Claude	Département d'histoire, Université de Montréal.
	MOUGEOT, Yves	Conseil des Arts du Canada, Ottawa.
	POUYEZ, Christian	Conseil des Arts du Canada, Ottawa.
	ROBERT, Jean-Claude	Département d'histoire, Université du Québec à Montréal.
	ROY, Raymond	Département de démographie, Université de Montréal.
CHILI	MELLAFE, Rolando	Centro Latinoamericano de Demografia, Santiago.
COSTA RICA	CARDOSO, Ciro F.S.	Programa Centroamericano de Ciencias Sociales, Confederacion Universita- ria Centroamericana, San José.
	ANDERSEN, Otto	Institute of Statistics, University of Copenhagen.
	HANSEN, Hans Oluf	Institute of Statistics, University of Copenhagen.
ESPAGNE	NADAL, Jordi	Faculté des sciences écono- miques, Universidad Autonoma de Barcelona.
ETATS-UNIS	ADAMS, Paul V.	Department of History, Shippensburg College, Shippensburg, Pa.

APPLEBY, Andrew B.	Department of History, San Diego State University, San Diego, Calif.
BECKER, Stan	Baltimore, Md.
GUTMANN, Myron P.	Silver Spring, Md.
HAREVEN, Tamara K.	Department of History, Clark University, Worcester, Mass.
KERTZER, David I.	Department of Sociology and Anthropology, Bowdoin College, Brunswick, Me.
KLEIN, Herbert S.	Department of History, Columbia University, New York, N.Y.
KNODEL, John	Population Studies Center, University of Michigan, Ann Arbor, Mich.
SABEAN, David	Department of History, University of Pittsburg, Pa.
VAN DE WALLE, Etienne	Population Studies Center, University of Pennsylvania, Philadelphia, Pa.
WELLS, Robert V.	Department of History, Union College, Schenectady, N.Y.
FRANCE	
BARDET, Jean-Pierre	Laboratoire de démographie, historique, Paris.
BIRABEN, Jean-Noël	Institut National d'Etudes Démographiques, Paris.
BORNAREL, Monique	Grenoble.
CABOURDIN, Guy	Université de Nancy II.
CHAMOUX, Antoinette	Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, Paris.

	DUPAQUIER, Jacques	Laboratoire de démographie historique, Paris.
	HENRY, Louis	Institut National d'Etudes Démographiques, Paris.
	HOUDAILLE, Jacques	Institut National d'Etudes Démographiques, Paris.
	OLIVIER, Gaël	Département de démographie, Université de Montréal.
HONGRIE	KOVACSICS, József	Institut de statistique et de démographie, Université de Budapest.
	MADAI, Lajos	Institut national d'hygiène publique de Hongrie, Budapest.
INDE	DAS GUPTA, Ajit	Calcutta.
ISRAEL	MUHSAM, Helmut V.	Département de démographie, Université Hébraïque de Jérusalem.
ITALIE	CORSINI, Carlo	Dipartimento Statistico, Universita di Firenze.
	DEL PANTA, Lorenzo	Dipartimento Statistico, Universita di Firenze.
	LIVI-BACCI, Massimo	Dipartimento Statistico, Universita di Firenze.
	SCHIAFFINO, Andrea	Istituto di Statistica, Bologna.
JAPON	HAYAMI, Akira	Faculty of Economics, Keio University, Tokyo.
NORVEGE	DYRVIK, Stale	Historisk Institutt, Universitetet i Bergen
	HERSTAD, John	Institutt for Samfunnsvitenskap, Universitetet i Tromsø

	MYKLAND, Knut	Historisk Institutt, Universitetet i Bergen.
	OLDERVOLL, Jan	Historisk Institutt, Universitetet i Bergen.
	SOGNER, Sölvi	Historisk Institutt, Universitetet i Oslo.
PAYS-BAS	FRINKING, Gérard	Netherlands Interuniversity, Demographic Institute, Voorburg.
	VAN DEN MUIJZENBERG, Otto D.	Center for Anthropological and Sociological Studies, University of Amsterdam.
ROYAUME-UNI	HOLLINGSWORTH, Thomas H.	Department of Social & Economic Research, University of Glasgow.
SRI LANKA	FERNANDO, Dallas F.S.	Department of Census and Statistics, Colombo.
TUNISIE	LACOMBE, Bernard	Office de la Recherche Scientifique et Technique d'Outre-Mer, Tunis.

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier Messieurs Jacques Dupâquier et Jean-Pierre Bardet, du Laboratoire de démographie historique (Paris) ainsi que Monsieur Bertrand Desjardins, du Programme de recherche en démographie historique (Université de Montréal) pour leur collaboration à la préparation de cet ouvrage.

H.C. et A.L.

INTRODUCTION

BACKGROUND PAPER TO FIRST THEME ¹

AN INTRODUCTION TO POPULATION CRISES

Thomas H. HOLLINGSWORTH

Department of Social & Economic Research
University of Glasgow

1. IMPORTANCE OF CRISES : Although world population has been increasing in almost every country for the past two hundred years, it is obvious that this is historically unusual. Population growth must have been very slight for most of history, and this near equilibrium was probably only maintained by recurrent "crises" of population in many parts of the world.

The systematic study of population crises has scarcely been attempted previously. As long ago as 1879, Cornelius Walford drew up a list of famines of the world and later he extended it to other calamities, and in 1799 Noah Webster had extracted from the chronicles evidence for a chronology of disasters. The emphasis, however, was solely on noting whether the present was less prone to a crisis than the past. Even the avoidance of future crises was scarcely touched upon.

The possibility of a widespread famine, epidemic or war causing a sharp decline in world population can never disappear, and has indeed become more obvious recently. Hardly anyone today has personal experience of what a population crisis means, in the way that any adult European living in 1600 (for example) would automatically know about plague and famine. At the time of writing, the Bangladesh crisis is seriously said to be the worst "since 1943", but

¹ These first three papers were written at different times and for different purposes. See page 271 for some elucidation.

that was really only a late, pale reflection of the appalling famines in India during the 19th century, while the great Bengal famine of 1769-70 (in which ten million people, one third of the total population, died) exceeded even these.

2. PURPOSE OF RESEARCH PLANS : We are attempting to instigate a serious study of population crises around the world, which must, of course, be virtually entirely a historical study. Because the data are obscure and often of doubtful quality, it is a particularly suitable subject for historical demographers in the first instance. Moreover, most countries have their own experience to contribute, and an international approach is therefore clearly necessary. At a later stage, general or specialised historians may be able to add a great deal to what the demographers have found. However, at present and for some time to come, the need is to draw up a basis on which human knowledge of population crises may be extended.

3. SUBJECT-MATTER : The first essential is to have some definition of a population crisis. A preliminary paper ² was written on this point and circulated for comment. A slightly amended version is to be published soon ³ in the *International Journal of Environmental Studies*. The main factors would seem to be the proportion of people dying, the duration of the crisis, and the total population at the outset. It would seem, however, judging by historical experience, that several different types of crisis should really be considered separately.

The first type is the purely local crisis, affecting a small population quite severely. Very many examples can be found from such sources as parish registers. In such research, a crisis of subsistence can sometimes be distinguished from a crisis caused by an epidemic, because of the season of the year, the total duration, or the shape of the mortality curve against time. While this is an attractive type of crisis to study for many historians, a proliferation of such local studies is not very helpful in producing some kind of science of crises and purely local effects in the past are not especially applicable to the modern world.

² See pages 21-28.

³ It appeared in 1975.

A more important type of population crisis is the general area crisis, when almost every community over a wide area suffered. The differences in the mortality level between neighbouring communities must be interesting, as would be the rate of spread of the crisis, its eventual limits, various preventive measures taken, and so on. A rather special case of this type is the city plague, when many adjacent parishes were affected at the same time. This is not as important as a general rural crisis, but does involve substantial mortality and is obviously closer to modern conditions than an isolated pre-industrial village crisis.

A third main type of crisis is the national or international crisis, of which there are not many examples. This is the most important situation of all, and should be given careful attention. The duration is usually long, with patchy outbreaks of heavy mortality that are spread over a wide area. For instance, after each harvest there may be some cessation in the death toll, only to rise as food again becomes scarce.

This division of crises into types is, however, arbitrary, and some people may prefer to ignore it. One cannot really distinguish between any one type of crisis and another except in a broad way, and several examples will always be found that are difficult to classify. As a preliminary step, however, we would suggest that the more severe examples, as judged by whatever criterion seems best, be concentrated upon. Otherwise, we shall lose all perspective and may easily devote our energy to study of very minor crises for which data can be found but which were not of major importance.

4. CHRONOLOGY : The second step, after deciding what will count as a crisis worthy of our study, is to try to list all such crises that one knows about. This will obviously be an incomplete list, but will be a great help in planning further research. International comparisons of the same or similar crisis are likely to lead towards a greater understanding of how such crises have developed. It is hoped to publish such a list through the auspices of the IUSSP, and this project is the current research project of its Historical Demography Research Committee.

5. RESEARCH TOPICS : At the substantive stages of the research now envisaged, a number of questions will have to be posed. It need not be stressed that the raw statistics

of the crisis should be established as far as possible, but demographers should also be in a position to estimate the effects of a crisis on the age and sex structure of the population and to assess how long the recovery took.

Before the study is turned over to other more specialised scholars, one should consider their needs and try to find the appropriate information. Indeed, the answers to certain questions may be so plain that the demographer will be able to provide them without difficulty. Such questions will be, firstly, the immediate causes of the crisis (e.g. plague or famine ?); more indirect causes, such as population imbalance, war, civil unrest, and loss of trade; and remote or general causes. Secondly, measures taken to prevent the crisis, both officially and unofficially, and their effectiveness - a legal, social, and medical question. At the same time, there may have been various actions that would tend to exacerbate the crisis, such as hoarding of grain, wild social behaviour through panic, or flight that only spread the disease to other areas. Finally, there is the aftermath, in terms of political changes, new customs, and social recovery in general. For example, *after* the famine of 1847, the Irish began to reduce their numbers by emigration and late marriage, even though death itself had already killed one in eight of the population.

Data relating to such matters have an obvious importance, but there are yet further subjects that ought to receive attention. For instance, it has been suggested that some crises tend to be separated by more or less regular intervals. Can we be more precise about this ? We might establish or demolish such explanations as that the general immunity to a disease of a population is gradually reduced as the next generation grows up, until the effective number of susceptibles is large enough for the endemic disease to become epidemic again.

6. CONCLUSION : It is appreciated that the problems of the study of population crises are many. Some countries have hardly any records as far back as a time when severe crises occurred, others have many small crises, but relating them together would be very difficult. The accounts of the crises are often largely one-sided, as in British India, where famine is voluminously described in reports by famine relief commissioners and hardly at all elsewhere. And, as always in history, many important questions will seem unanswerable from the existing records. Nevertheless, much useful work could be done, and we hope that this colloquium will show where the most promising lines of research are.

A PRELIMINARY SUGGESTION FOR THE MEASUREMENT OF MORTALITY CRISES ¹

Thomas H. HOLLINGSWORTH

Department of Social & Economic Research
University of Glasgow

INTRODUCTION

It seems to me that it would be useful if we knew, in more detail than at present, the years of coincidence of such crises. Extremely heavy mortality is usually caused either by famine or by disease. A famine-based crisis might affect a large area all at once, perhaps recurring in a few successive years. Disease, on the other hand, would spread gradually across a continent, affecting areas in turn, but only a comparatively small population would suffer at any one moment.

To avoid making too long a study, we only need at present to make a list of the main crisis years in each country together with some idea of the extent and severity of each. If this is not done, we have no way of weighing one crisis against another. This might seem not to matter when the two crises are, for example, 20 million Chinese (5 %) over three years on the one hand and 250 villagers (50 %) over three months on the other. But what of two cities of 80,000 and 500,000 population losing respectively 20,000 and 21,000 people in the same period of time ? How can we express our intuition that the slightly larger number of deaths in the larger city is somehow less significant ? And how many deaths would be required in that city before the two crises would be matched ?

¹ This paper was circulated in the form of a letter, to members of the International Union for the Scientific Study of Population during 1974. It has since been published in a revised form. See page 271.

INTENSITY OF A CRISIS

Even at this present data-collecting stage, some concrete notion of the severity of a crisis would be desirable, so that we can each pick out the most impressive crises in our respective areas. The ideal means would be to define the intensity (I) of a crisis in some way, and try to list all sufficiently severe mortalities. At least three factors must be considered : the size (n) of the population, the proportion (q) that died, and the duration (t) of the crisis. Clearly, if the other factors are the same, a crisis is worse if more people are involved, so I must vary directly as q and indirectly as t . A provisional formula would therefore be $I = nq/t$.

MODIFICATIONS

This, however, would mean that the intensity of a crisis is simply the number of people who die divided by the length of time it lasts. This definition would, I presume, include too many very large populations only undergoing quite light mortality. Almost every year would be a crisis year in China, and a small city could never have enough deaths to be included at all, even if the whole population died ! It seems necessary, therefore, to modify the formula in such a way that the original size (n) of the population does not vary linearly with the intensity.

There are, obviously, very many ways in which we might produce an empirical formula for I in terms of n , q , and t . The only test should be whether such a formula gives reasonable results. We can, in fact, justify our eventual formula to a certain extent by means of theory, but I should hate to disguise the essentially empirical way in which it was in fact derived.

Let us begin with q , thinking of n and t as constant. While I must increase with q , it does not follow that a simple proportionality between them is best. Indeed, to do so seems to limit I unduly, since at large values of q I would not increase much, yet 90 % mortality ought to be very much worse than 80 % , and not just as much worse as 20 % is than 10 % . A better function would be $q/(1-q)$. This increases from zero to infinity as q increases from 0 to 1, and thus allows the mortality factor in the intensity formula the same possible range of values as the population size (n) and time (t) factors already have.

Turning now to n and t , we want functions of them that increase and decrease respectively as they increase themselves. Instead of n/t , as in the tentative formula, let us generalize it to nat^{-b} , where a and b are positive. It is clear that our reluctance to allow too much weight to a crisis affecting a very large population means that we want $a < 1$, and a similar dislike of great importance to a long drawn-out crisis leads us to stipulate that $b < 1$ also. It remains, therefore, only to fix values for a and b .

In considering this problems, my two first thoughts were that either $a = b$ or $a + b = 1$ would have an attractive simplicity. The first means that we discount numbers and time equally, the second that our hunch that n/t would be in some sense "correct" is preserved to the extent that we cannot discount either n or t overmuch without taking the other almost at its "natural" value. An easy solution is to satisfy both conditions by taking $a = b = \frac{1}{2}$, although some indications suggest that $b = \frac{1}{3}$ might be better than $b = \frac{1}{2}$. Whether a should then better be $\frac{1}{3}$ or $\frac{2}{3}$ is rather an open question.

EMPIRICAL TESTS

The considerations that lead to this conclusion concern a major outbreak of bubonic plague. We do not want the peak mortality period alone to stand out as the "true" crisis, but should prefer to find almost the whole plague period so identified. A convenient plague to take for testing the formula is the well-known London outbreak of 1665, for which weekly Bills of Mortality exist. The size of London's population is not known, but by a study of the plague mortality curve we have elsewhere suggested (*Historical Demography*, p. 370) a figure of 497,000. This is much the same as is estimated by other writers.

The formula is

$$I = \frac{q}{1 - q} \sqrt{\frac{n}{t}}$$

The value of n (497,000) affects our estimate of q for each sub-period, but otherwise only affect I as a constant multiplier $\sqrt{n}$. We therefore calculate

$$\frac{q}{1 - q} \frac{1}{\sqrt{t}}$$

for the most lethal period of the plague and count all deaths, whether ostensibly from plague or not.

No. of weeks (t)	Deaths (nq)	$\frac{q}{1-q} \frac{1}{\sqrt{t}} = \frac{I}{\sqrt{n}}$
3	24,239	0.02960
4	31,735	0.03410
5	38,195	0.03723
6	43,915	0.03957
7	49,483	0.04179
8	54,802	0.04382
9	59,870	0.04565
10	63,900	0.04666
11	67,119	0.04708
12	70,133	0.04743
13	72,918	0.04769
14	74,724	0.04729
15	76,485	0.04696
16	77,873	0.04645
17	79,660	0.04629

The largest value of I is here found at $t = 13$ weeks, although all periods between 10 and 17 weeks have values of I within 3 % of this maximum. The 13-week period corresponds to 19 July-17 October 1665 (O.S.). Now the 1665 plague is generally regarded as beginning about June and ending about December, so that 13 weeks is rather too short for its duration on almost any subjective reckoning. 17 or 18 weeks is about the minimum period of what might be called "severe plague". In each of 24 consecutive weeks more than half the death tally was ostensibly from the plague.

Two possible remedies may improve matters : a reduction below 497,000 in the value chosen for n and a reduction below 0.5 in the value chosen for b . We take for trial $n = 400,000$ (probably too low) and $b = 0.4$. As it happens, neither adjustment alone alters the time-span of the most intensive mortality from these same 13 weeks. Together, however, a change is effected, as follows :

t (weeks)	$\frac{q}{1-q} t^{-2/5} = In^{-a}$	t	In^{-a}
12	0.07869	16	0.07975
13	0.07991	17	0.08007
14	0.07994	18	0.07993
15	0.08003	19	0.07976

Thus 12 July to 7 November 1665 (17 weeks) now emerges as the period of maximum intensity of the crisis, and this is just acceptable in terms of normal ideas on the plague period. But this has involved the use of a low estimate of the total population of London, only 400,000.

Experiment shows that we could raise the critical value of t to 19 weeks (keeping $n = 497,000$) if b were reduced still further, to $\frac{1}{3}$. But there is a limit to the extent to which it is desirable to accommodate the whole scheme to just one plague, even if it could be taken as typical of many European urban plagues from the sixteenth to the eighteenth century.

The units of I are arbitrary, which means that no constant term is required in the formula. For comparative purposes, however, the units of t would need to be standardized. The London plague of 1665 with $a = b = \frac{1}{2}$, $n = 497,000$ and t measured in weeks has a maximum intensity of 33.6 (at 13 weeks) if t is measured in weeks, or 12.7 if t is measured in days. There is some advantage in using days, since the intensity is numerically still quite large and the day is a more fundamental unit than the week.

Let us make a few comparisons for illustration.

(1) If 25 million people died in Europe out of 100 million in the three years 1348-50, what is the intensity? We have $q = 0.25$, $t = 1,096$ days, $n = 100$ million. If $a = b = \frac{1}{2}$, $I = 100.7$, which is agreeably larger than the 12.7 we found for London in 1665.

(2) The decline in Central Mexico between 1519 and 1608 is thought to have been from 25 million to 2.5 million. We have $q = 0.9$, $t = 32,508$, $n = 25$ million. Hence $I = 249.6$.

(3) The Lisbon earthquake of 1st November 1755 is said to have killed 40,000 people out of perhaps 250,000. The duration is rather difficult to determine, but let us take it as one day. Thus $q = 0.16$, $n = 250,000$, $t = 1$. Therefore $I = 95.2$.

These values may be compared with the following, for which $a = \frac{2}{3}$, $b = \frac{1}{3}$. London, 1665 (19 weeks) $q = 0.16557$, $n = 497,000$, $t = 133$. Hence $I = 243.9$. Black Death in Europe, 1348-50: $I = 6,965.3$. Central Mexico, 1519-1608 : 24, 110.5. Lisbon, 1755 : 533.4.

Thus we have, for $a + b = 1$:

	t	b = $\frac{1}{2}$	b = $\frac{1}{3}$	Ratio
London	91 or 133	12.7	243.9	19.2
Europe	1,096	100.7	6,965.3	69.2
Mexico	32,508	249.6	24,110.5	96.6
Lisbon	1	95.2	533.4	5.6

The longest crises will obviously score heavier when there is less dependence on time in the formula for I (i.e. b is smaller).

SKETCH OF A SOCIO-PSYCHOLOGICAL THEORY

Let us now turn to theory. The "intensity" of any population crisis is essentially an intuitive idea, depending on human psychology and reactions. We are attempting to summarize our feelings about a crisis by a mathematical formula. In the first instance, the intensity comprises two factors, objective and subjective. The objective factor measures how bad the crisis "really" is, or would seem to be to some ideal, machine-like, beings. This must be proportional to the number who die, nq , since a crisis consists of deaths. It must equally be inversely proportional to the number of survivors, $n(1-q)$, since the stress is borne directly by them. Thus the $q/1-q$ term is wholly part of the objective factor. We can include also a time term, $1/t$, since the more sudden the crisis is, the harder it must be to bear in terms of adjustment. We now have

$$I = \frac{q}{(1-q)t} \times S,$$

where S is the subjective term.

We have measured the stress, and the impact of the stress, as objective factors. The subjective term concerns the scale. An inhuman observer would say that S "must be" proportional to n — the more people involved, the worse it is. If $S = nt$, we should find

$$I = \frac{nq}{1-q}$$

But human perception of human numbers is not as straightforward as this. We do discount a large mass of people somewhat. It seems to me not too improbable to

"explain" this as follows. Human beings evolved in relatively small groups, generally numbering a hundred or two. Such groups sometimes encountered each other, of course, but most of life was lived in the company of the same group of people. Under these circumstances, the faculty for "getting to know" the rest of the group developed to the point where a human being not only expected to know every member of his own group, but to know their interrelationships as well. And today, in such communities, a major part of social time is spent in learning the latest changes in the relationships of others, thus A tells B that C is annoyed with/fond of/obliged to/etc. D. By our nature, we not merely strive to mind our own business, but that of others too.

If n is the size of the group, each individual has $n-1$ of his own relationships to bear in mind, and $\frac{1}{2}(n-1)(n-2)$ of other people's relationships as well. This makes $\frac{1}{2}n(n-1)$ altogether. For the fairly large values of n that matter (more than 100), the number is effectively proportional to n^2 . We could include the esteem each person has of himself if we liked, or double the number by taking into account A's view of B and B's view of A as separate items; the result is the same, in small communities the mental effort of comprehending them in a "human" way is proportional to the square of the number of members.

Now put such a man in a large city, a nation, the world. Exceptional people may be able to "know" a thousand people to some extent, but human capacity must fail at about that point if not before. How does he comprehend a million people, evolved as he is to comprehend a hundred? My contention is, that, although as a statistician he can count them, the million cannot "mean" 10,000 times as much to him as the hundred, because he has no capacity for feeling on that scale. Instead, he tries to treat the city as a village. He counts his own contacts with others, but does not attempt to assess the relationship between the man next to him on the bus with the woman behind the fruit counter. He knows, full well, that there probably is none; just as he knows that he has never even met most of his fellow citizens himself. But this total number of contacts is, in a general way, proportional to n , the city's population; and, without really meaning to do so, he interprets this as implying that the "true" size of the city is proportional to $\sqrt{n}$. More precisely, if n_0 is the size of his familiar village, a city of size $n > n_0$ is felt to have $n_0 + A\sqrt{n - n_0}$ people. If $n - n_0$ is large, this is effectively $A\sqrt{n}$.

Similar considerations apply to perception of time in this context. It takes about four times longer to know

a hundred people as to know fifty, and so if we have been in a community and "met" four thousand people we feel we have been there twice as long as we had when we had only met one thousand. In city terms, the contacts take place uniformly in time, however, leading to a discounting of time by its square root. We thus have $S = \sqrt{nt}$, and accordingly

$$I = \frac{q}{1-q} \sqrt{\frac{n}{t}}$$

which was our earlier formula.

It seems credible, however, that civilization has left some mark on humanity by this time. If $S = (nt)^a$, it would seem that a is now greater than 0.5 and is approaching its "ideal" value of 1. If we allow $a = 2/3$ then the formula for I becomes

$$I = \frac{q}{1-q} n^{2/3} t^{-1/3},$$

which seems to me the best approximation we can achieve.

There is, of course, no great reason why n and t should have been affected equally, but I doubt whether the difference can be very great. If it is not, we must have $a + b = 1$ in the general formula for I .

CONTRIBUTIONS

MORTALITY CRISES IN NINETEENTH CENTURY FRANCE

Paul Vauthier ADAMS

Department of History
Shippensburg State College
Shippensburg, Pa.

During the nineteenth century the various populations of France lost their distinctive provincial and class differences, and became a single population with roughly the same rates of fertility, nuptiality, and mortality. Everywhere fertility and mortality fell, while nuptiality rose to contemporary levels; simultaneously patterns of migration and geographical configurations of population density assumed their contemporary forms. A major factor in this process of demographic modernization was the gradual decline in the intensity, frequency and geographical range of mortality crises, until by the 1860's they had all but disappeared.

Population growth during the nineteenth century depended on a secular decline in mortality, of which the diminishing magnitude of these crises was a part. Having averaged about 36 per 1000 during the 1780's, the death rate dropped to 27.9 by the 1800's, and to 22.7 by the early 1840's. Between 1801-10 and 1841-90 life expectancy increased by about 5 years for men, and about 4.5 years for women; from 1841-50 to 1891-1950 it increased by about 5 years more for both sexes. During the first half of the century, the era of the crises, mortality risk improved most among the age-groups 0-15; infant mortality alone fell from about 192 to 159 per 1000. After about 1845-47 the decline in mortality slowed considerably, and did not continue its descent until after the Franco-Prussian war, when the great advances in preventive medicine made in the 1860's and 1870's began to take effect.

It is in the context of this rapid decline in mortality that the nineteenth century crises must be considered, for they were not nearly so intense as their Old Regime

predecessors; were it not for cholera, they would be hardly discernible in the data. The mortality crises of the years 1803-4 and 1813-14 are difficult to assess because mortality data are badly confused by irregular counting of military deaths, and by a general tendency to under-enumeration in all French vital statistics in the first two decades of the nineteenth century. These two crises aside, the principal ones were in 1832-34, 1846-49, and 1854; there were also several localized crises of lesser magnitude in 1817-19, 1826-28, 1859, 1865, and 1884. Crises were caused by either cholera or economic distress (famine is too extreme a term for the nineteenth century) combined with hunger-induced epidemics. The cholera epidemics were more intense and affected much larger geographical areas, while the mortality induced by agricultural crises was lower and confined to specific regions where agriculture had failed to modernize, and where rural populations existed on a delicate balance of subsistence agriculture and rural industry.

The cholera epidemics spread slowly and randomly via infected travelers and down streams and rivers. Consequently many localities were stricken a year or two before, or after, a given epidemic peaked nationally, e.g. the crises in Hérault in 1831, in Bouches-du-Rhône and Finistère in 1855, and in Isère in 1855-56. The epidemics of 1832-34 were the first to strike Western Europe and consequently have received the greatest attention from historians, who have almost completely ignored the most intense and widespread cholera epidemic which occurred in the years 1854-56. The epidemic of 1849 was more localized and less intensive, affecting mainly the northeast, chiefly urban centers, and communities along the Garonne river including the city of Bordeaux. The 1849 crisis has often been confused with the economically determined crisis of 1846-48, but these seem to be unrelated phenomena. Cholera took its greatest toll in the major municipalities, in towns with populations over 10,000 persons. Recent studies by Guillaume, Ibarrola, Lesaëge-Dugied, and the older works of Louis Chevalier suggest that rapid urban population growth weakened the quality of water, sewage, and housing facilities, thereby creating ideal conditions for epidemic conflagrations. Small communities stood a better chance of being bypassed, but river-valley villages and bourgs were more susceptible owing to dependency on rivers for water supplies, and to the frequent passage of possibly infected travelers.

Increases in mortality induced by crop failures and rising cereal and potato prices occurred in the years 1803, 1817-19, and 1846-48. These subsistence crises were much less acute than those of the Old Regime. Their chief manifestations in the nineteenth century were sudden short-term

declines in marriage rates, lesser declines in birth rates, and waves of rural emigration, both temporary and permanent. Mortality was not greatly affected on the national scale; however there were important regional exceptions. Subsistence crises tended to be concentrated in areas where rural populations depended on self-sufficient agriculture and rural industry, areas where urbanization and industrialization had made little progress. These were regions mainly to the south and west of a line between Saint Malo and Geneva, a line given new meaning by the Sixième Section's studies in physical anthropology directed by E. Le Roy Ladurie. These regions had lower life expectancies, and were precisely the same ones most seriously affected by a succession of localized subsistence crises : chiefly the mountainous regions of the south, the Alpes, Cévennes and Pyrénées; and Brittany in the west. These areas remained deeply attached to their provincial languages and resisted modernization in its medical, economic, and educational forms. Two departments, Finistère in Brittany and Pyrénées Orientales in the Midi, are perfect examples; each was touched by every cholera epidemic and subsistence crisis that occurred during the first two-thirds of the century. The same regions also suffered localized outbreaks of smallpox and several minor cholera epidemics, chiefly those of 1859, 1865, and 1884.

Hence, we find in these mortality data corroboration that there existed two Frances in the first half of the nineteenth century: one, urbanizing, industrializing, and increasing its productivity, existed north and east of the Saint Malo-Geneva line; to the south and west was the other, marked by rural over-population, low agricultural productivity, antiquated agricultural methods, and rural textile industries either in decadence or, as in the case of silk industries, soon destined to collapse. The former area was touched mainly by cholera epidemics, very little by subsistence crises, while the latter suffered severely from both.

A MALARIA EPIDEMIC IN DENMARK

Otto ANDERSEN

Institute of Statistics
Demographic Section
University of Copenhagen

1. INTRODUCTION

The main purpose of this study is to examine the malaria epidemic that culminated in Denmark in 1831. As a background the mortality in Denmark since 1735 will be discussed briefly.

Several reasons prompted the studying of a single epidemic in Denmark. Firstly the purpose is to analyse the epidemic which represents the only case since 1787 where the crude death rate (for the country as a whole) exceeded the crude birth rate. Furthermore the intention is to make a primary study of the possibility of calculating regional mortality measures before 1840.

2. THE DATA

Crude rate for the period 1735-1839, based on the official Danish statistics on the number of births and deaths (corrected for stillbirths) and the censuses of 1787, 1801, 1834 and 1840, were published in Andersen (1973).

After 1835 the Danish data material is quite modern in form and presents no methodological problems.

For the period 1801-1834 the age distribution of deaths is known in ten-year age groups for seven clerical districts. The data for the period before 1801 is still incomplete, but during the last year it has been possible to fill

out most of the gap between 1775-1800 by searching in Danish archives. However, it is too early to present the results from this new material.

The calculations in the following are bound to the Danish division into clerical districts (dioceses). In the first half of the 18th century there were seven such districts named :

1. Sjaelland (incl. Copenhagen)
2. Fyn
3. Lolland-Falster
4. Aalborg
5. Viborg
6. Aarhus
7. Ribe.

The approximate geographical placing of the dioceses is shown in Figure 1. As can be seen from Table 1, the distribution of the Danish population among the dioceses is quite uneven. Copenhagen is separated from the diocese of Sjaelland because of the very special circumstances in this city.

TABLE 1
Distribution of the Danish Population in Dioceses
1st February 1840

DIOCESE	NUMBER	%
Sjælland excl. Copenhagen	361,661	28.18
Copenhagen	120,819	9.42
Fyn	174,251	13.58
Lolland-Falster	72,352	5.64
Aalborg	126,504	9.86
Viborg	84,453	6.58
Aarhus	184,059	14.35
Ribe	158,928	12.39
All Denmark	1,283,027	100.00

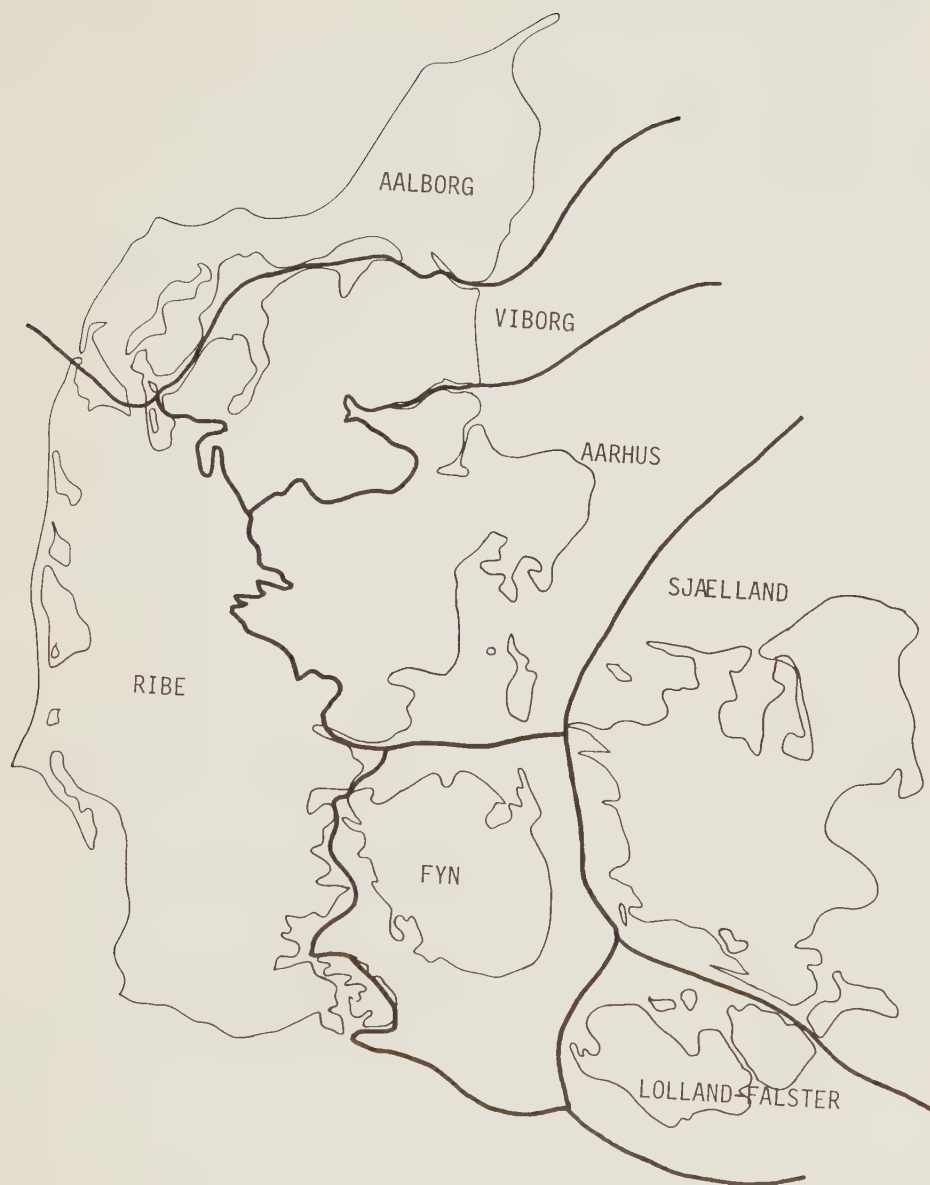


FIGURE 1
Danish dioceses around 1840

3. THE MORTALITY BEFORE 1800

The crude rates from 1735-1839 are shown in Figure 2. The figure shows the drastic mortality fluctuations from one year to another : several times up to the late 1780's the natural rate of increase is below zero. This mortality pattern is typical of pretransitional society.

The mortality fluctuations are mainly determined by three factors : wars or war preparations, hunger and epidemics. It is generally believed that these three factors are linked to each other. Wars and war preparations lead to epidemics and hunger through their negative effect on agriculture.

The years with excess of deaths are 1737, 1741, 1758, 1763, 1772, 1773, 1786 and 1787. We know very little about these mortality crises, but it is usual to link them to epidemics in connection with war and war preparations in Europe as the War of the Austrian Succession (1740-48), the Prussian Seven Years' War (1756-1763), the wars and war preparations of Sweden (against Russia) in the 1740's, 1770's and 1780's, and finally the Danish-Norwegian concentration of troops in 1762-63. Cf. Lassen (1965).

The epidemics in 1762-63 and 1772-73 seem to go hand in hand with disastrous crops. Johansen (1975) showed that the epidemic in 1762-63 led to excess mortality especially among the older generations. As the epidemic was concentrated in the spring and winter, it was probably an influenza epidemic.

In 1772-73 the excess mortality was concentrated to the younger age groups. The main diseases were typhoid fever and dysentery.

Years with very high mortality are followed by years with low mortality; it may be said that "the mortality has taken in advance". High mortality is also often followed by years of low fertility.

4. THE MORTALITY DECREASE

In the late 1770's, an agricultural revolution, which led to a considerable improvement in the living conditions, took place in Denmark. By 1815, two-thirds of the peasants were land-owners, the common-field system had been abolished

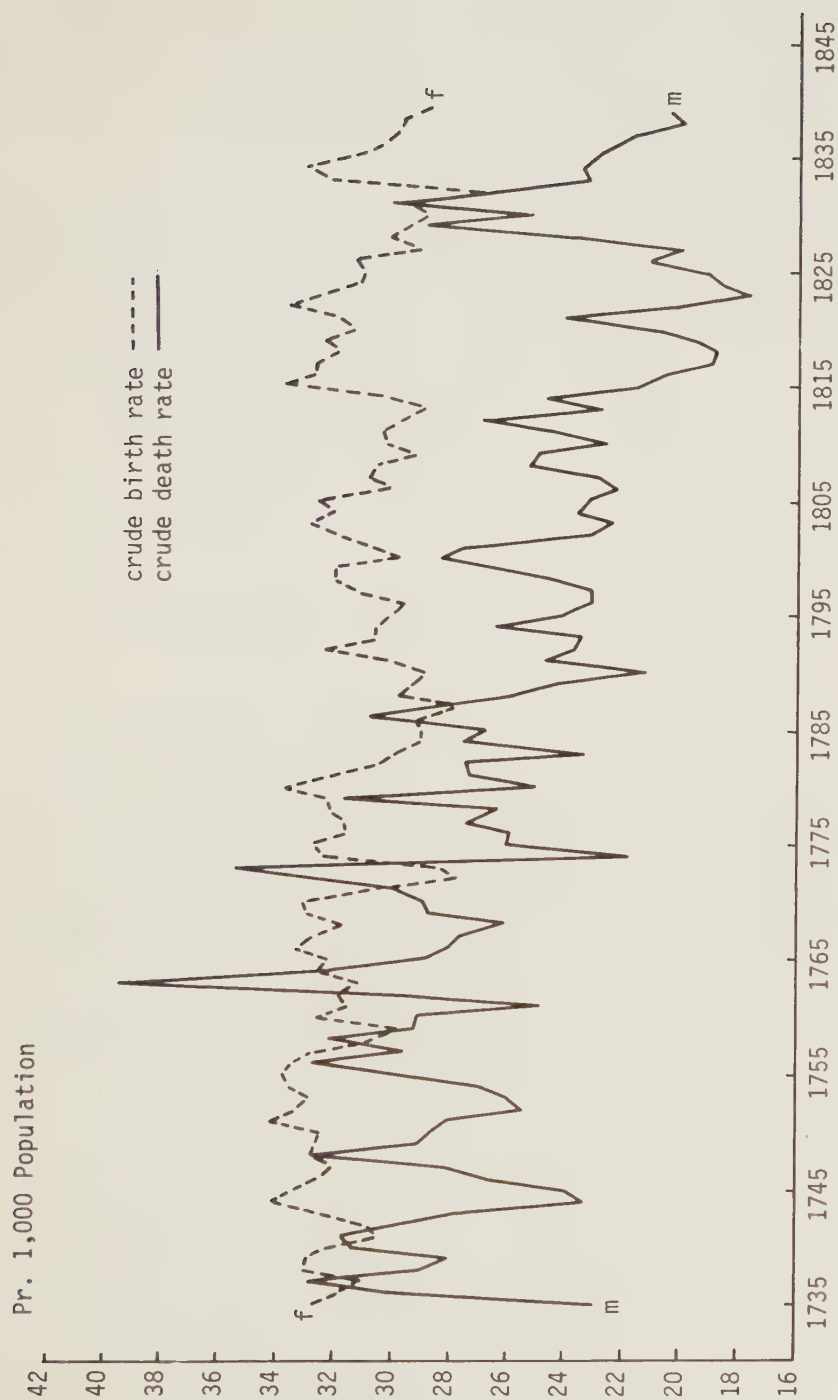


FIGURE 2 - Crude birth rate (f) and crude death rate (m)
Denmark 1735-1839 pr. 1000 mean population

and the legal status of the peasants had been regulated. The yield was increased and the prices rose significantly.

The farms were moved outside the old villages, and this probably made it more difficult for an epidemic to spread. Furthermore small pox vaccination started around 1800 and was soon made compulsory.

The effect of all this was a mortality decrease and from Figure 2 it is clearly seen that the gap between the crude birth and crude death rates became larger. The crude death rate was as low as 17.7 pr. 1000 population in 1823; a death rate so low is not found again before the 1890's.

Figure 2 permits the identification of some epidemics, especially a small pox epidemic around 1800 and a scarlet fever and measles epidemic around 1820. But in terms of duration and severity, no epidemic in the 19th century can compete with the malaria epidemic that culminated in 1831 with the highest death rate ever since 1786. In the following we shall investigate this epidemic in more detail.

5. GENERAL CONSIDERATIONS ABOUT MALARIA IN DENMARK

Although statistics regarding causes of death are lacking, it is beyond doubt that malaria was one of the most common diseases in Denmark at the end of the 18th and at the beginning of the 19th century. Malaria or in its original Danish terminology "the cold fever", existed endemically as well as epidemically. As shown in the following the disease was especially prevalent in some of the southern parts of Denmark. Because of this, it is necessary to analyse local variations in the death rate.

Up to 1815 some minor epidemics of malaria have been reported, but in the period 1815-1824 Denmark seems almost to have been spared from malaria in the epidemic form; but in 1825, the country suffered a natural disaster and a severe epidemic arose.

On the 3rd and 4th of February 1825, a flood caused by a hurricane broke down the dikes in the northern parts of Germany and the Netherlands and flooded large areas. This also happened in the southern parts of Denmark, especially in the low-lying areas of Lolland-Falster, Sjaelland and Fyn. Even the west coast of Jylland was stricken by the flood.

In the summer of 1825 cases of malaria were reported in the Danish flooded areas ¹. Unfortunately, the floods were followed by several years (1825-1834) of excellent conditions for a malaria epidemic : very wet winters and springs, followed by unusually hot summers. The only exception was the summer of 1830, which was wet and cold.

The landscape of Lolland-Falster and the southern part of Sjaelland is favourable to the spread of malaria. It is low-lying and until the 1870's the dikes and drainage systems were inadequate. During hot summers the vector mosquito (Anopheles) could develop significantly in the wet fields. The fields were surrounded by high trees, which delayed the drying process. Malaria was present in Denmark in all of the 19th century. From a local Danish physician, Hansen (1886) we know that 136,258 cases ² of malaria were reported to the medical authorities during the period 1862-1877 (including figures for Lolland-Falster in the period 1878-1883).

The malaria cycle (parasite - anopheles - human being) was not known at the period dealt with here. The medical treatment was often very primitive, although quinine was known and used as an effective drug.

6. THE DEMOGRAPHIC METHOD

The population of each diocese is known from the censuses in 1801, 1834 and 1840. So are the births and deaths each year in the intercensus periods. The method used consists in deducting the excess of births each year from the census result in 1840 in order to obtain the mean population as denominator for the crude rates. The differences due to net migration have been allotted equally to each year. This latter point is of course criticizable, but it does not entail any sizeable difference in the crude rates back to 1820, since the dioceses being quite large in the area, the net migration was rather small. Furthermore the result of the census in 1834 is known and used.

¹ A very severe epidemic started in the coastal areas of Germany and the Netherlands.

² Only a minor fraction of these cases led to death.

7. THE NEED FOR A STANDARDIZED DEATH RATE

The value of the crude death rates for each part of Denmark depends entirely on the age distribution in each diocese. If there are large differences, the crude rates could be misleading. In order to examine this question we shall compare the following calculations from the period 1840-1844 (Table 2). The table gives furthermore an indication of the level of mortality in the dioceses in "normal" years.

TABLE 2

Expectation of life at birth (e_0), crude death rate (m) and standardized¹ death rate (m_s). Danish dioceses, 1840-1844

DIOCESE	MALE			FEMALE		
	e_0	m	m_s	e_0	m	m_s
Copenhagen	33.2	27.4	32.7	37.1	24.6	26.3
Sjælland	44.5	19.8	20.9	46.5	18.8	18.9
Lolland-Falster	41.7	21.1	22.4	43.6	20.1	20.7
Fyn	48.2	18.0	18.0	49.7	17.7	16.5
Aalborg	44.9	20.0	20.5	47.0	19.5	18.3
Viborg	45.8	19.3	19.7	46.4	19.8	18.6
Aarhus	44.3	20.4	20.6	45.1	20.2	19.4
Ribe	47.6	18.4	18.6	49.9	17.5	16.2
All Denmark	44.1			46.0		

¹ The total Danish population is used as standard.

Only for Copenhagen is there a difference worth mentioning between the crude death rate and the standardized rate. As the epidemic did not affect Copenhagen, we shall use the crude rates without any further attempt to standardize.

8. ANALYSIS OF THE DEATH RATE

Although malaria first appeared in the summer of 1825, it is evident from Figure 2 that the epidemic phase can be dated to the years after 1827. In some parts of Denmark however the fever was rather severe as early as 1826-1827. At the island of Langeland (located under the diocese of Fyn) it has been reported that in 1826, 2646 out of a total population of 12960 were stricken by the fever; the death toll reached 202.

The first peak in the death rate occurred in 1829 (28.8 pr. 1000); then, after a reprieve in 1830, because of the cold weather, the highest rate was reached in 1831 (30.1 pr. 1000). The epidemic was at its highest in August, during the field work. The intensity of the fever tapers off during the next years and the rather high mortality level in those years is probably mainly due to complications caused by malaria. The health condition of those who survived the fever remained bad for years after the "fever year".

We shall now turn to the crude death rates calculated for the eight local areas in Denmark. The crude death rates for the period 1820-1839 of Table 5 are presented in Figure 3. The figure includes furthermore the crude birth rate.

It is evident that the epidemic was concentrated to two dioceses : Sjælland and Lolland-Falster. The other dioceses show no specially high level of mortality during the period, and the trend of the death rate is almost horizontal.

The former mentioned island "Langeland" belongs to the diocese of Fyn, but the figures are not big enough to affect the total result for this diocese.

Since only two districts in Denmark carried the burden of the epidemic, the impact there must have been much more severe than can be seen from the total figures for Denmark. The crude death rate in 1831 is as high as 41.8 at Sjaelland, and 49.8 at Lolland-Falster.

When examining the death rate, one must also remember that the southern parts of Sjaelland were attacked by the fever in a much higher degree than the northern parts.

The severity of the fever can be judged from Table 3, giving an estimate of the morbidity and mortality in some of the minor administrative districts of Sjaelland and Lolland-Falster.

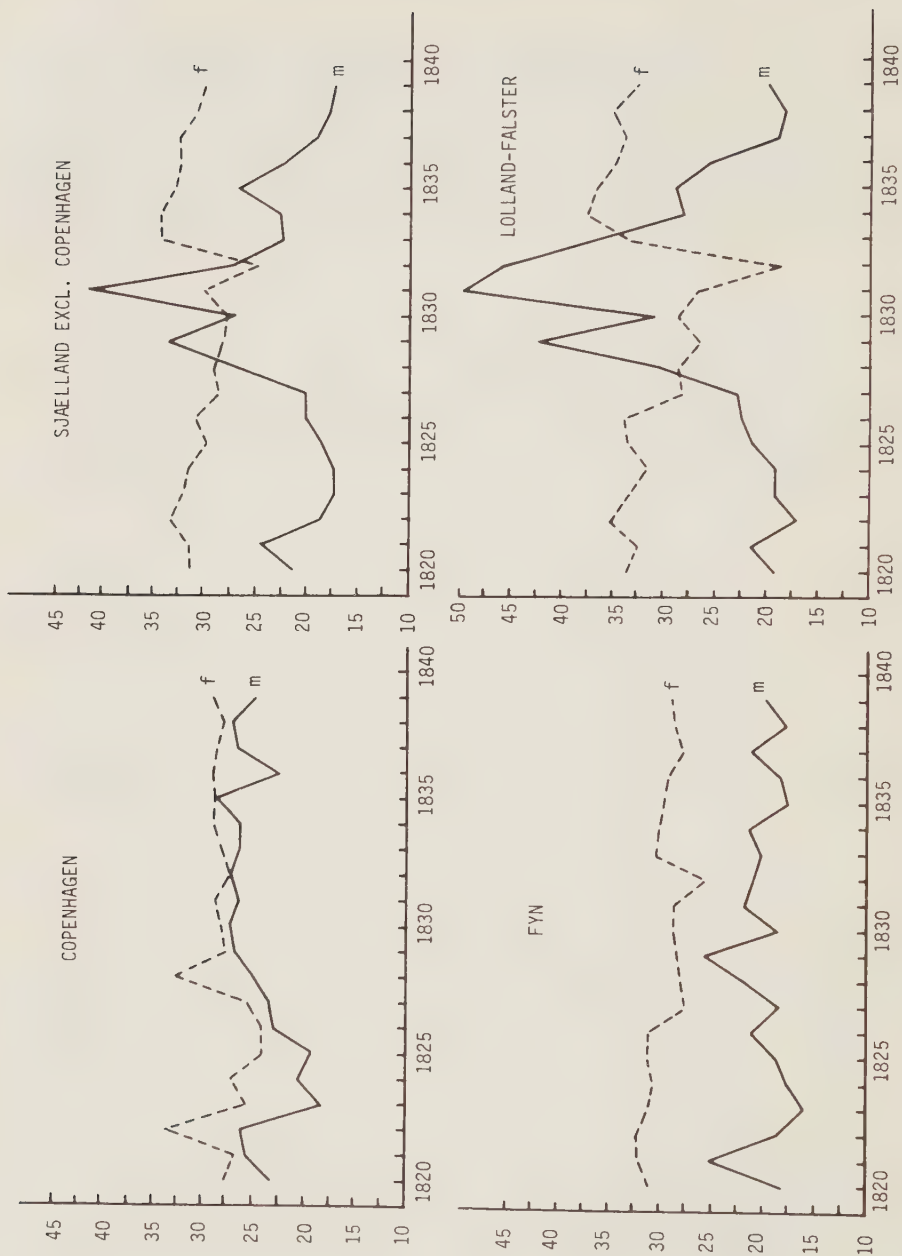


FIGURE 3 - Crude birth rate (f) and crude death rate (m)
pr. 1000 mean population in Danish dioceses 1820-1839

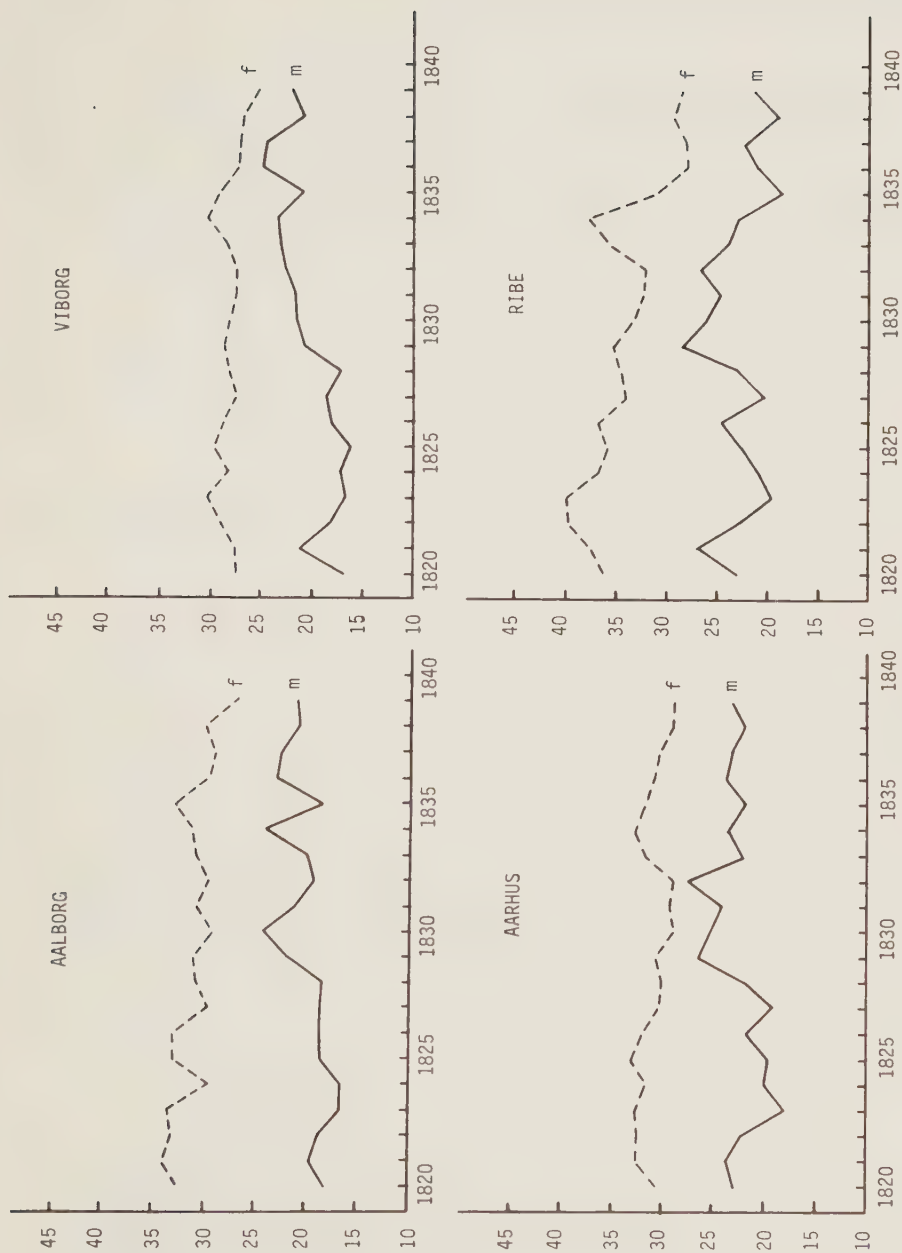


FIGURE 3 - Continued

TABLE 3
Morbidity and Mortality Rates Caused by Malaria in 1831, Denmark

NAME OF DISTRICT	POPULATION 1834	MORBIDITY		MORTALITY	
		Number	Per 1,000 Population	Number	Per 1,000 Population
SJÆLLAND					
Frederiksborg	67054	1165	17.4	83	1.2
Holbæk	63868	9169	143.6	564	8.8
Praestø	70199	14656	208.8	1304	18.6
Sorø	57184	9203	160.9	706	12.4
LOLLAND-FALSTER					
Maribo	66186	28788	435.0	1114	16.1

Source : C.A. Hansen (1886, p. 152).

Frederiksborg belongs to the northern part of Sjaelland which, as mentioned, was not attacked by the fever in a severe degree.

In Lolland-Falster more than 40 pct. of the population was stricken by malaria. It is then quite easy to understand why the fever was called "the fever of Lolland-Falster"; it is even told that people who had the intention to take up residence at Lolland-Falster were condoled in advance for the fever !

9. THE EXCESS OF DEATHS IN THE PERIOD 1825-1834

At this point we want to give an idea of the magnitude of the excess of deaths in the period around 1829-1831. It seems very difficult to say when the epidemic begins and stops, but according to two local writers, Bremer and Fenger (1848), the fever was predominant in the period

1825-1834, a period of ten years. If we take an average of the years 1820-1834 and 1835-1839, as normal crude death rates, we get the picture of excess mortality shown in Table 6. Of course Sjaelland and Lolland-Falster show the highest excess mortality.

The negative signs at the beginning of the period indicate that these years were very close to normal.

If we want an indication of the contribution of each diocese to the absolute number of excess deaths we can multiply the rates in Table 6 with the mean population in each diocese. For 1831 this is shown in Table 4.

TABLE 4
Excess Mortality in 1831

Diocese	Excess Mortality per 1000 Population	Mean Population	Excess of Death	
			Number	%
Copenhagen	2.0	117,991	235	2.1
Sjaelland	21.5	337,587	7258	65.3
Fyn	2.8	164,147	459	4.1
Lolland-Falster	29.1	69,758	2029	18.3
Aalborg	1.6	117,898	188	1.7
Viborg	1.3	81,891	106	1.0
Aarhus	2.2	175,237	381	3.4
Ribe	3.1	148,019	458	4.1
All Denmark		1,210,508	11114	100.0

Although the crude death rate for Sjaelland is lower than that of Lolland-Falster, the former's larger population leads to the result that 65.3 pct. of the excess of death is due to the mortality in this diocese.

TABLE 5
Crude Death Rates per 1000 Population . Danish Dioceses, 1820-1839

YEAR	DIOCESE								
	Copenhagen	Sjælland	Fyn	Lolland-Falster	Aalborg	Viborg	Aarhus	Ribe	All Denmark
1820	23.4	21.5	18.3	19.2	18.1	16.9	23.0	23.0	20.9
1821	25.6	24.6	25.3	21.5	19.6	21.2	23.8	26.9	24.1
1822	26.2	18.8	18.6	17.1	18.6	18.2	22.3	22.9	20.3
1823	18.4	17.3	16.3	19.1	16.7	16.6	18.2	19.6	17.7
1824	20.6	17.4	17.8	19.0	16.8	17.1	20.0	20.9	18.6
1825	19.3	18.6	18.4	21.3	18.6	16.2	19.7	22.4	19.2
1826	23.0	20.1	21.3	22.3	18.6	18.0	21.9	24.4	21.1
1827	23.5	20.2	18.5	22.8	18.6	18.4	19.3	20.4	20.0
1828	25.0	27.0	21.9	30.2	18.1	17.2	22.0	22.7	23.5
1829	26.9	33.8	25.6	42.3	22.0	20.7	26.5	28.2	28.8
1830	27.5	27.4	18.7	31.0	24.4	21.5	25.5	26.0	25.3
1831	26.5	41.8	21.9	49.8	21.3	21.6	24.4	24.6	30.1
1832	27.3	27.2	21.0	45.6	19.5	22.6	27.5	26.6	26.3
1833	26.5	22.5	20.3	36.5	20.2	23.1	22.3	23.8	23.3
1834	26.4	22.9	21.5	28.0	24.2	23.4	23.6	22.8	23.5
1835	28.9	26.8	17.7	28.9	18.8	20.8	22.0	18.6	23.0
1836	22.6	22.4	18.4	25.6	23.2	24.9	23.9	20.9	22.3
1837	26.7	19.1	21.1	18.7	22.7	24.3	23.3	22.1	21.7
1838	27.3	17.9	17.9	18.2	21.0	20.7	22.0	19.0	20.0
1839	24.9	17.3	19.7	19.8	21.2	21.9	23.3	21.3	20.5

TABLE 6

Excess Mortality Rate 1825-1834 per 1000 Population in Danish Dioceses

YEAR	DIOCESE							
	Copenhagen	Sjælland	Fyn	Lolland-Falster	Aalborg	Viborg	Aarhus	Ribe
1825	-5.2	-5.2	-0.7	0.6	-1.1	-4.1	-2.5	-2.3
1826	-1.5	-0.2	2.2	1.6	-1.1	-2.3	-0.3	-0.4
1827	-1.0	-0.1	-0.6	2.1	-1.1	-1.9	-2.9	-1.5
1828	0.5	6.7	2.8	9.5	-1.6	-3.1	-0.2	2.0
1829	2.4	13.5	6.5	21.6	2.3	0.4	4.3	7.3
1830	3.0	7.1	-0.4	10.3	4.7	1.2	3.3	3.8
1831	2.0	21.5	-2.8	29.1	1.6	1.3	2.2	8.6
1832	2.8	6.9	1.9	24.9	-0.2	2.3	5.3	4.8
1833	2.0	2.2	1.2	15.8	0.5	2.8	0.1	1.8
1834	1.9	2.6	2.4	7.3	4.5	3.1	1.4	2.0
m'	24.5	20.3	19.1	20.7	19.7	20.3	22.2	21.5

Note. The normal crude death (m') is calculated as an average between the crude death rate (m) in the periods 1820-1824 and 1835-1839. Excess mortality is calculated as the difference between m and m'.

10. THE FERTILITY COMPONENT

In Figures 2 and 3 the crude birth rate was shown together with the crude death rate. It is seen that the birth rate fell during the epidemic, especially at Lolland-Falster, where morbidity was the highest.

11. OTHER EPIDEMICS ?

Here, all the excess mortality has been blamed on malaria; one has to take the reservation that other diseases could have been prevailing at the same time in epidemic form. We have reports that influenza existed in May/June 1831, March 1833 and in 1836/37, but as a whole the fever can be held responsible for the increase in the death rate.

12. SUMMARY

Malaria was one of the most dominating diseases in Denmark at the end of the 18th and at the beginning of the 19th century. This study deals with the most severe epidemic in the 19th century, culminating in 1831. In order to get a correct understanding of the crisis, we calculated crude death rates for various parts of Denmark. The epidemic especially affected the death rate of two districts, Sjaelland and Lolland-Falster. In 1831 more than 40 pct. of the population at Lolland-Falster was stricken by the fever.

LITERATURE

This literature used in this paper is mainly written in Danish.

- Andersen, Otto. 1973. Dodelighedsforholdene i Danmark 1735-1838, Nationaløkonomisk Tidsskrift 73,2 p. 277-305, Copenhagen.
- Andersen, Otto. 1975. Regional Mortality Differences in Denmark around the middle of the 19th century. Institute of Statistics University of Copenhagen.
- Bremer, A.F. 1848. Om koldfeber-epidemierne i Danmark 1825-34. Det kgl. medicinske Selskabs skrifter, Ny Række, første Bind København.
- Fenger, E. 1840. Om koldfeber-epidemiernes indvirkning på dødeligheds- og befolkningsforholdene i Danmark. Det Kgl. medicinske Selskabs skrifter, Ny Række, første Bind København.
- Hansen, Carl Adam. 1886. Koldfeberen i Danmark. København.
- Johansen, Hans Chr. 1975. Befolkningsudvikling og familiestruktur i det 18. arhundrede. Odense. Danmark.
- Lassen, Aksel. 1964. Fald og fremgang. Traek af befolkningsudviklingen i Danmark 1645-1960, Aarhus, Denmark.
- Tabelkommissionen. 1835. Statistisk Tabelværk. I. København.
- Tabelkommissionen. 1842. Statistisk Tabelværk, 16, København.

LA PESTE DE 1656 DANS LE DIOCESE DE SALERNE QUELQUES RESULTATS ET PROBLEMES

Carlo A. CORSINI

Dipartimento Statistico
Università de Florence

et

G. DELILLE

Ecole Française de Rome

1. Les cinq paroisses étudiées font partie du diocèse de Salerne qui comprend, outre la ville même de Salerne (petite, 5000 hab. environ, mais très importante par ses fonctions économiques et sociales : port, foires, etc.) une vaste zone de collines cultivées en *seminatorio-arbustato* (blé, vigne et fruits en association; diffusion dès le début du XVIIe siècle du maïs). Partout l'artisanat est très diffus, réalisé à domicile (laine, travail des peaux, de l'or, etc.). Au sud, le diocèse comprend également Eboli et toute la plaine du Sele alors marécageuse. L'économie y est complètement différente : élevage et culture extensive du blé dans le cadre du *latifondo*.

Les trois paroisses rurales (S. Angelo de Fisciano, S. Nazario de S.Giorgio Bracigliano et S.Marco de Rota) sont typiques de la zone de collines et situées toutes entre 20 à 30 km de Salerne; elles sont éloignées l'une de l'autre d'une trentaine de km à peu près. Des deux paroisses urbaines (XII Apostoli et S.Maria de Barbuti), la première est centrale, la seconde plus périphérique.

Nous n'exploitons ici qu'une petite partie d'un fonds considérable appartenant aux archives du diocèse, fonds qui couvre toutes les paroisses du diocèse (150 environ) et qui comprend des *status animarum* (états des âmes), des registres paroissiaux et des listes d'absents.

Les états des âmes, rédigés annuellement à partir de 1600-1630, décrivent chaque famille en indiquant le nom, le prénom, l'âge et le degré de parenté (mais pas toujours) de chacun des membres, parfois le lieu d'origine des immigrants. Ces listes existent jusqu'à la fin du XVIIIe siècle.

Les registres paroissiaux - baptêmes, mariages, sépultures, communiant - sont également complets à partir de 1600-1630.

Les listes d'absents, également annuelles, permettent une étude serrée des mouvements migratoires. Rédigées pour contrôler les communions, elles n'indiquent pas les enfants en bas âge. Le lieu de destination des émigrants n'y est pas donné systématiquement.

En ce qui concerne la période de la peste, presque toutes les paroisses présentent un état des âmes rédigé à Pâques 1656 et à Pâques 1657, c'est-à-dire immédiatement avant et immédiatement après la peste, mais il n'y a de listes des morts que pour environ 40 à 50 % des paroisses.

Une utilisation complète de ce fonds est actuellement en cours.

2. Pour les cinq paroisses étudiées, le dépouillement a été fait nominativement, en combinant les trois sources indiquées. C'est dire qu'on a cherché à connaître le sort de chaque personne vivant en 1656. Dans les tableaux I et II (pour l'ensemble des paroisses et pour les paroisses urbaines de Salerne), nous avons indiqué, par âge, sexe et état matrimonial :

- (a) la population en 1656;
- (b) les morts dus à la peste (le nombre indiqué provenant uniquement des listes des morts - ces listes contiennent seulement trois décès dus à une autre cause);
- (c) les émigrants, c'est-à-dire les personnes qui n'étaient pas présentes dans l'état des âmes de 1656 et qui le sont dans celui de 1657;
- (d) les émigrants, c'est-à-dire les personnes mentionnées dans l'état des âmes de 1656, non indiquées dans celui de 1657, *mais qui ne se trouvent pas dans les listes des morts.*

Nous avons reporté au tableau III le "bilan démographique" des cinq paroisses pour la période de Pâques 1656 à Pâques 1657. Dans son ensemble, la population a subi une forte réduction (- 48.9 %) qui n'est cependant pas due à la seule mortalité de peste, laquelle a emporté, semble-t-il, que 23.3 % de la population de 1656. La diminution de population est aussi le résultat d'un mouvement d'émigration plus important que la mortalité elle-même : 29.1 % de la population de 1656 n'apparaît plus, en effet, dans les listes d'habitants de 1657, ni dans les listes des morts.

S'agit-il d'émigration effective (vers les Pouilles ou vers Naples - si l'on se fie aux déclarations de lieux où se trouvent les absents de 1657), ou d'un sous-enregistrement des décès ?

Un contrôle nominatif rigoureux de chaque individu, à travers les deux états des âmes a montré que, sauf dans le cas d'enfants restés orphelins et dont on a perdu toute trace (à moins que le curé n'ait pas enregistré leur décès), on a le plus souvent affaire à une émigration de familles entières ou à une émigration des derniers survivants d'une famille décimée par la maladie, le chef de famille ou la mère ayant été emporté par la peste.

En même temps, les paroisses ont enregistré un flux d'immigration notable : 18.8 % de la population de 1657 est représentée par des individus qui proviennent d'autres localités, en particulier de Naples et encore des Pouilles. Origine et direction des flux semblent les mêmes.

Il ne fait aucun doute que ces résultats doivent nous inciter à approfondir les conséquences de la peste, aussi bien sur la structure de la population touchée - à laquelle nous nous arrêtons dans le paragraphe suivant - que sur l'accélération de la mobilité géographique de la population, pour analyser les caractéristiques démographiques socio-économiques. Les immigrés venaient-ils simplement remplir les vides laissés par la peste, ou bien assumaient-ils un rôle différent de celui de la population disparue (morts et émigrés) ? Quelles conséquences ce nouvel afflux avait-il sur la fécondité, la nuptialité et la mortalité des années suivantes ?

3. Des tableaux I et II nous avons tiré les tableaux IV et V qui indiquent (le premier pour l'ensemble des cinq paroisses, le deuxième pour les deux paroisses de Salerne) la distribution de la population en 1656, le nombre de morts dus à la peste, celui des émigrants et des immigrants par sexe et par âge. Avant toute chose, la confrontation entre la structure de la population et celle des émigrants suscite quelques réflexions : les émigrants présentent une forte proportion de jeunes, de filles en particulier. La proportion des habitants au dessous de 10 ans est respectivement, pour la population de 1656 et pour les émigrants de 24.5 et 30.6 % pour les garçons, et de 18.8 et 32.0 % pour les filles. Ce fait tendrait à confirmer l'existence

d'un sous-enregistrement des décès d'enfants pendant la période de peste ¹.

C'est pour cette raison que nous avons calculé deux types de taux de mortalité, le premier rapportant les morts à la population "recensée" en 1656 (on se rappellera que les morts considérés sont ceux qui étaient inscrits sur les états des âmes de 1656); le second rapportant le nombre des morts à la population diminuée de la moitié de la différence émigrés-immigrés. Les deux taux pourraient indiquer la fourchette entre laquelle se situerait la courbe "réelle" de mortalité - même si nous avons quelques doutes sur la validité du second taux.

En ce qui concerne la répartition par âge, les résultats mettent en lumière, de façon générale, et à travers une mortalité plus forte dans les paroisses urbaines, l'existence d'une surmortalité féminine. Cette dernière présente une évolution particulière suivant les âges : inexistante chez les enfants, elle est très marquée entre 10 et 14 ans pour redevenir inférieure à celle des hommes aux âges suivants.

¹ Bien que l'examen des données du tableau III et des figures 1 et 2 fasse apparaître des mouvements migratoires différents entre ville et campagne.

TABLEAU I

Ensemble des paroisses. Population au "status animarum" de 1656 (P),
décès dus à la peste (D), émigrants (E) et immigrants (I),
par sexe, âge et état matrimonial

AGE	Hommes célibataires				Femmes célibataires				Hommes mariés				Femmes mariées				Veufs				Veuves				Ensemble			
	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I
0	8	3	5	3	6	3	2	1																14	6	7	4	
1	13	2	5	7	5	2	.	1																14	4	5	8	
2	20	7	8	2	14	2	8	3																34	9	16	5	
3	16	4	4	3	13	.	5	.																29	4	9	3	
4	16	2	8	2	16	4	9	1																32	6	17	3	
5	16	3	6	1	9	2	5	1																25	5	11	2	
6	18	4	5	3	11	1	6	3																29	5	11	6	
7	15	3	6	.	15	2	10	1																30	5	16	1	
8	17	3	6	1	11	2	5	1																28	5	11	2	
9	12	4	2	1	15	1	9	2																27	5	11	3	
10	14	1	8	1	12	3	5	2																26	4	13	3	
11	10	1	3	.	13	.	7	.																23	1	10	.	
12	21	5	6	4	17	1	7	1																38	6	13	5	
13	13	4	2	.	9	1	3	3																22	5	5	3	
14	20	6	9	2	15	5	2	4																35	11	11	6	
15	15	1	9	3	5	2	2	2																20	3	11	5	
16	14	2	2	1	12	4	2	1					5	.	1	1								31	6	5	2	
17	16	.	7	1	11	2	7	.																27	2	14	1	
18	9	.	3	4	8	3	2	2	1	.	1	1	2	.	1	1								20	3	7	8	
19	10	2	3	1	5	1	3	.	1	.	1	.	3	.	1	.								19	3	8	1	
20	13	1	5	4	3	.	3	1	3	.	2	1	5	.	1	.					1	.	1	.	25	1	12	6
21	9	2	4	.	9	.	1	.	1	.	.	.	2	1	.	.					.	.	.	.	21	3	5	.
22	9	1	3	.	6	3	2	2	5	3	1	.	2	.	1	5					.	.	.	.	22	7	7	7
23	7	.	3	.	2	.	2	1	2	.	.	.	4	.	1	.					1	.	1	.	16	.	7	1
24	2	.	1	.	9	2	4	.	3	1	.	.	5	1	1	2					.	.	.	.	19	4	6	2
25	7	2	2	.	7	2	2	.	3	.	3	1	8	3	.	1					1	.	.	.	26	7	7	2
26	5	1	2	1	1	.	.	1	3	.	1	.	4	3	.	1					1	.	.	.	14	4	3	3
27	4	.	.	.	4	2	.	.	7	1	.	.	11	1	.	.					.	.	.	.	26	4	1	.
28	6	2	1	2	3	1	.	.	8	1	4	2	9	4	1	1					.	.	.	.	26	8	6	5
29	1	.	.	.	3	1	1	.	8	1	.	2	6	1	2	.					1	.	.	.	19	3	3	2
30	6	1	4	2	5	1	2	1	8	.	1	.	20	3	4	2					1	.	1	.	40	5	12	5
31	2	.	.	.	2	.	.	.	3	1	2	1	5	2	1	1					2	.	.	.	14	3	3	2
32	2	.	1	.	2	1	.	1	8	1	.	.	11	5	2	1					.	.	.	.	23	7	3	2
33	3	.	.	.	2	1	.	1	7	4	1	1	6	1	2	.					1	1	.	.	19	7	3	2
34	.	.	.	.	.	.	.	.	2	.	.	1	5	2	1	.					1	.	.	.	8	2	2	1
35	4	.	.	3	.	.	.	.	13	3	2	.	5	1	.	1					1	.	.	.	29	4	2	4
36	4	.	2	.	3	2	.	1	7	2	1	.	3	.	.	1					1	1	.	.	18	5	3	2
37	4	1	2	.	5	3	.	.	12	8	.	.	7	3	1	.					1	.	.	.	29	15	3	.
38	4	1	1	.	1	.	2	.	8	2	1	.	7	3	2	.					1	.	.	.	21	6	6	.
39	1	.	1	.	1	.	.	.	4	1	.	.	4	1	1	.					1	.	1	.	11	2	3	.
40	3	.	1	1	3	.	1	.	13	6	2	2	9	3	2	1					6	1	4	.	34	10	10	4
41	.	.	.	.	1	1	.	.	2	.	.	.	4	.	1	.					2	.	1	.	9	1	2	.
42	1	.	.	.	2	1	1	.	8	4	1	.	8	2	1	.					2	.	.	.	21	7	3	.
43	.	.	.	.	.	.	.	.	5	3	.	.	4	3	1	.					1	1	.	2	10	7	1	2
44	2	.	1	.	1	.	1	.	3	1	.	1	2	1	.	.					2	.	.	1	10	2	2	1
45	2	.	1	3	2	2	.	.	6	1	.	2	3	.	1	.					2	1	1	1	15	4	3	6
46	.	.	.	.	.	.	.	.	2	1	1	.	3	1	.	.					2	.	.	.	7	2	1	.
47	.	.	.	.	1	.	1	.	1	1	.	.	7	3	1	.					3	.	1	.	12	4	3	.
48	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.	3	2	.	.					3	1	2	.	7	3	2	.
49	1	.	.	.	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	.	.					3	1	.	.	5	2	.	.
50	1	1	.	.	1	.	1	.	3	.	1	.	3	.	1	.					7	1	4	.	15	2	7	.
51	.	.	.	.	1	1	.	.	1	1	.	.	4	1	.	.					1	1	.	.	7	4	.	.
52	1	1	.	.	.	.	.	.	5	3	1	.	1	1	.	.					5	2	1	.	12	7	2	.
53	.	.	.	.	2	.	.	.	2	1	.	.	.	.	.	1					3	.	1	.	4	1	.	1
54	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.					3	1	.	.	.	.	.	.
55	.	.	.	.	.	.	.	.	4	2	.	.	4	2	.	.					1	.	.	.	9	4	.	.
56	.	.	.	.	.	.	.	.	2	2	.	.	.	.	.	.					.	.	.	.	2	2	.	.
57	.	.	.	.	.	.	.	.	6	1	2	.	.	.	.	.					1	.	.	.	7	1	2	.
58	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	2	1	.	.					2	.	.	.	5	1	.	1
59	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.					1	1	.	.	1	1	.	.
60-64	3	1	1	.	4	.	3	.	4	5	1	.	4	3	.	.	1	1	1	.	10	4	.	2	38	14	6	2
65-69	.	.	.	.	1	1	.	.	4	2	1	.	3	2	.	.	1	.	.	.	7	1	1	.	16	6	2	.
70-74	.	.	1	.	.	.	.	.	6	3	1	.	2	2	.	.	2	.	1	.	9	3	1	3	17	8	4	3
75+	1	.	.	.	.	.	.	.	4	1	2	.	2	.	2	.	.	.	.	.	7	2	2	1	14	3	6	1
Total	402	72	144	56	309	66	126	38	208	58	34	16	208	62	35	20	7	2	2	.	96	22	23	10	1231	292	364	139

TABLEAU II

Paroisses urbaines de Salerne. Population au "status animarum" de 1656 (P),
décès du à la peste (D), émigrants (E) et immigrants (I),
par sexe, âge et état matrimonial

AGE	Hommes célibataires				Femmes célibataires				Hommes mariés				Femmes mariées				Veufs				Veuves				Ensemble			
	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I	P	D	E	I
0	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
1	3	1	1	1	3	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	6	3	1	1
2	5	4	1	.	4	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	9	5	2	.
3	4	1	2	1	6	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	10	1	3	2
4	7	2	2	.	6	3	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	13	5	3	.
5	2	1	1	1	3	1	2	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	5	2	3	2
6	9	3	4	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	10	4	4	.
7	8	1	4	.	6	.	5	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	14	1	9	.
8	7	1	3	.	7	1	5	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	14	2	8	.
9	3	2	.	.	2	.	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	5	2	2	.
10	6	1	3	1	4	2	3	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	10	3	6	2
11	5	1	1	.	6	.	5	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	11	1	6	.
12	7	.	4	1	1	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	8	.	5	1
13	5	1	2	.	4	1	2	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	9	2	4	2
14	8	2	6	2	6	3	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	14	5	7	3
15	10	.	7	3	3	2	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	13	2	8	3
16	5	1	1	1	8	4	1	1	.	.	.	.	4	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	17	5	3	3
17	7	.	4	.	7	1	6	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	14	1	10	.
18	4	.	2	2	3	.	2	1	1	.	1	1	1	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	9	.	6	5	
19	5	1	3	1	3	.	2	.	1	.	1	.	3	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	12	1	7	1
20	9	1	5	2	4	.	3	1	.	.	.	.	1	.	1	.	1	.	1	.	1	.	.	.	17	1	11	3
21	5	1	2	.	4	.	1	.	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	10	2	3	.
22	5	.	2	.	4	2	2	1	4	2	2	.	3	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	16	4	7	2
23	3	.	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	6	.	4	1
24	1	.	1	.	3	1	2	1	.	.	.	.	2	1	1	.	1	.	1	.	1	.	.	.	6	2	4	.
25	3	1	2	.	4	1	3	.	3	.	3	1	1	.	1	.	1	.	1	.	1	.	.	.	12	2	9	2
26	2	.	2	1	.	.	.	.	1	.	1	.	1	.	1	1	.	1	.	1	.	.	.	.	5	.	4	2
27	1	.	.	.	1	.	.	.	2	1	.	.	3	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	7	1	.	.
28	4	1	1	2	1	1	.	.	7	.	4	1	5	2	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	17	4	6	3
29	1	.	.	.	2	1	.	.	4	1	.	.	4	1	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	12	3	2	.
30	4	1	3	2	3	.	2	.	2	.	.	.	9	.	3	.	.	.	.	.	1	.	1	.	19	1	9	2
31	1	.	.	.	1	.	.	.	3	1	2	.	3	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	8	2	3	.
32	1	.	.	.	3	1	.	1	3	1	.	.	3	2	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	7	3	1	1
33	3	1	.	.	2	1	.	1	5	3	1	.	4	1	2	.	1	1	.	.	1	1	.	.	15	7	3	1
34	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.	2	.	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	3	.	2	.
35	3	.	1	3	.	.	.	1	5	2	.	.	2	1	.	.	1	.	.	.	1	.	.	.	11	3	2	4
36	4	.	2	.	2	1	.	.	2	1	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	9	2	2	.
37	4	1	1	.	2	.	.	.	2	2	.	.	3	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	11	5	1	.
38	1	1	.	.	2	.	2	.	2	.	1	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	6	2	3	.
39	.	.	.	.	.	.	.	.	3	1	.	.	3	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	6	2	1	.
40	3	.	.	1	3	.	1	.	5	2	1	1	5	2	2	.	4	.	2	.	.	.	.	20	4	6	2	
41	.	.	.	.	1	1	.	.	1	.	1	.	2	.	1	.	2	.	1	.	.	.	.	.	6	1	3	.
42	1	.	1	.	1	.	1	.	1	.	.	.	.	.	.	.	2	.	1	.	.	.	.	.	3	.	2	.
43	.	.	.	.	.	.	.	.	3	2	.	.	2	2	.	.	.	.	.	.	1	1	.	1	6	5	.	1
44	2	.	1	.	1	.	1	.	2	1	.	.	2	1	.	.	1	.	1	.	1	.	1	7	1	2	.	
45	3	.	1	3	.	.	.	.	2	1	.	.	1	.	1	.	1	.	1	1	1	.	1	7	1	3	4	
46	.	.	.	.	.	.	.	.	2	.	2	.	2	1	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	5	1	2	.
47	.	.	.	.	1	.	1	.	.	.	.	.	3	2	.	.	1	.	1	.	1	.	1	2	.	2	.	.
48	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	5	2	2	.
49	1	.	.	.	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	.	.	1	1	.	.	1	.	.	.	3	2	.	.
50	1	1	.	.	1	.	1	.	1	.	1	.	1	.	1	.	4	1	2	.	.	.	.	8	2	5	.	.
51	.	.	.	.	1	1	.	.	1	1	.	.	3	1	.	.	1	1	.	.	1	.	.	.	6	4	.	.
52	.	.	.	.	.	.	.	.	2	.	2	.	1	1	.	.	2	.	1	.	.	.	.	.	5	1	3	.
53	.	.	.	.	2	.	.	.	2	1	.	.	.	.	.	1	2	.	1	.	.	.	.	.	6	1	1	1
54	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.	2	1	.	.	.	.	.	.	3	1	.	.
55	.	.	.	.	.	.	.	.	1	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	1	.	.
56	.	.	.	.	.	.	.	.	2	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2	2	.	.
57	.	.	.	.	.	.	.	.	3	.	2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	3	.	2	.
58	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	.	1
59	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
60-64	3	1	1	.	3	1	3	.	4	2	.	.	.	.	.	.	1	.	1	.	2	1	.	2	13	5	5	2
65-69	.	.	.	.	1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2	1	1	.	3	1	1	.
70-74	.	.	.	.	.	.	.	.	1	.	1	.	.	.	.	.	3	.	.	3	.	.	3	4	.	1	3	.
75+	.	.	.	.	.	.	.	.	2	1	.	.	.	.	1	.	1	1	.	4	.	.	.	3	2	1	1	.
Total	180	32	80	28	134	33	64	14	88	29	28	5	84	24	27	6	1	.	1	.	41	9	15	8	529	127	214	61

TABLEAU III

Population des "status animarum" de 1656 et 1657,
morts de la peste, naissances, immigrants et émigrants, par paroisse

Paroisses	Population		Morts		Naissances	Immigrants		Emigrants	
	1656	1657	(a)	(b)		(c)		(d)	
Salerne, XII Apostoli	229	112	66	1	2	22		75	
Salerne, S.Maria Barbuti	300	139	61	6	-	39		139	
Rota, S.Marco	151	88	45	6	2	5		25	
S.Giorgio, S.Nazario	189	226	4	9	-	58		17	
Fisciano, S.Angelo	362	156	116	16	3	15		108	
Ensemble	1231	721	292	38	7	139		364	

(a) morts repérés dans la population de 1656.

(b) morts non retrouvés ni dans la population de 1656 ni parmi les immigrants.

(c) personnes qui n'étaient pas présentes dans l'état des âmes de 1656 et qui le sont dans celui de 1657.

(d) personnes mentionnées dans l'état des âmes de 1656, non indiquées dans celui de 1657, mais qui ne se trouvent pas dans les listes des morts.

TABLEAU IV

Ensemble des paroisses. Population au "status animarum" de 1656, décès, émigrants et immigrants; taux de mortalité par âge et par sexe; distribution de la population et des émigrants par âge (%)

Age	Hommes				Femmes				Taux de mortalité (p.1000)				Population		Emigrants	
	P	D	E	I	P	D	E	I	H(a)	H(b)	F(a)	F(b)	H	F	H	F
0-9	151	35	55	23	115	19	59	14	231.7	259.2	165.2	205.4	24.5	18.8	30.6	32.6
10-19	144	22	54	18	117	22	43	17	152.7	174.6	188.0	211.5	23.3	19.1	30.0	23.4
20-29	106	16	32	13	107	25	25	15	150.9	165.8	233.6	245.0	17.2	17.4	17.8	13.6
30-39	102	25	19	8	105	31	20	10	245.0	259.0	295.2	310.0	16.5	17.1	10.5	10.9
40-49	51	18	7	9	89	24	20	5	352.9	346.1	269.6	294.4	8.3	14.5	3.9	10.9
50-59	27	12	4	1	32	12	8	1	444.4	470.5	375.0	421.0	4.4	5.2	2.2	4.3
60-69	25	10	4	-	29	10	4	2	400.0	434.7	344.8	357.1	4.0	4.7	2.2	2.2
70+	11	4	5	-	20	7	5	4	363.6	470.5	350.0	358.9	1.8	3.2	2.8	2.7
Ensemble	617	142	180	72	613	150	184	68	230.1	252.2	244.6	270.2	100.0	100.0	100.0	100.0

P = population

D = décès

E = émigrants

I = immigrants

(a) Dx/Px

(b) $Dx/Px + \frac{1}{2} (Ix - Ex)$

TABLEAU V

Paroisses de Salerne. Population au "status animarum" de 1656, décès, émigrants et immigrants; taux de mortalité par âge et par sexe; distribution de la population et des émigrants par âge (%)

Age	Hommes			Femmes			Taux de mortalité (p.1000)				Population		Emigrants	
	P	D	E	I	P	D	E	I	H(a)	H(b)	F(a)	F(b)	H	F
0-9	48	16	18	3	38	9	17	2	333.3	385.5	236.8	295.0	17.8	14.6
10-19	64	7	35	12	53	13	27	8	109.3	133.3	245.2	298.8	23.8	20.4
20-29	57	8	28	7	51	11	21	6	140.3	175.8	215.6	252.8	21.2	19.6
30-39	49	15	12	5	45	12	18	3	306.1	329.6	266.6	320.0	18.2	17.3
40-49	26	6	8	5	39	11	16	2	230.7	244.8	282.0	343.7	9.7	15.0
50-59	14	6	6	1	21	6	3	1	428.5	521.7	285.7	315.7	5.2	8.1
60-69	8	3	1	-	8	3	3	2	375.0	400.0	375.0	300.0	3.0	3.1
70+	3	1	1	-	4	1	-	4	333.3	400.0	250.0	166.6	1.0	1.5
Ensemble	269	62	109	33	260	66	105	28	230.4	268.3	253.8	297.9	100.0	100.0
													100.0	100.0

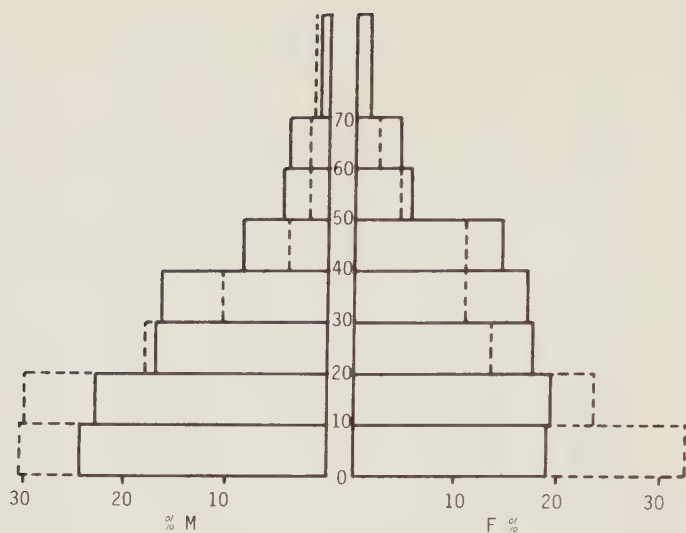


FIGURE 1

*Ensemble des paroisses. Population et émigrés par âge et sexe.
(pour 100 H et 100 F, respectivement)*

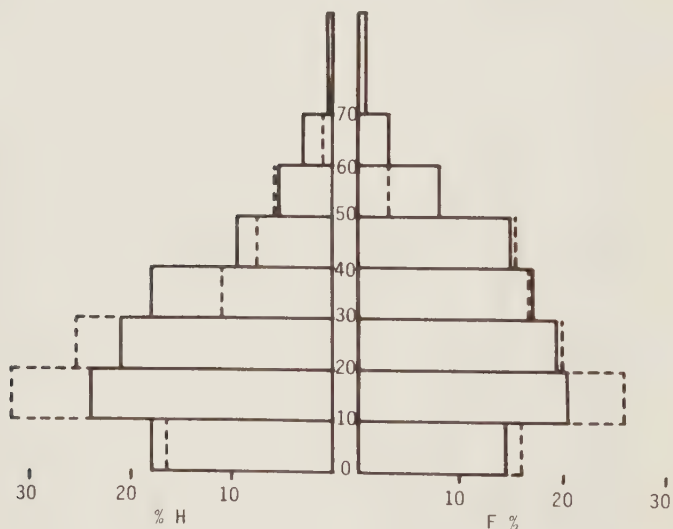


FIGURE 2

*Paroisses de Salerne. Population et émigrés par âge et sexe.
(pour 100 H et 100 F, respectivement)*

CATASTROPHES AND THEIR POPULATION SYMPTOMS

Ajit Das GUPTA *

Calcutta

THE NEED FOR STUDYING CATASTROPHES

Past histories of population formations are punctuated by catastrophes that periodically offset, partially or wholly, the intervening population growths. Such patterns of periodic catastrophes and cut back at least held for India from the ancient times; and indeed a theory is handed down in India from antiquity that the nature of population is grow and multiply till its own overweight throws it into dis-equilibrium and large scale annihilation, for another new cycle of growth to start afresh.¹ To ignore population catastrophes is to lose the historical perspective.

However, in population projections demanded for so many operational purposes, smoothly progressing population growths extending over generations are presented, without any reservations for probable catastrophes. Though from limitations of our knowledge and tools, it is not possible to predict catastrophes for individual population formations or small periods of time, some quantified reservations for the incidence of catastrophes and their average intensities should be attempted, possibly at assigned probability levels.

The smooth population projections soaring upwards, and the various population explosion motifs adapted from them

* As a Consultant-Adviser the author is associated with a number of organizations; the views expressed are his own.
Assistance of Murari Ghosh, Research Associate, is acknowledged.

¹ Ajit Das Gupta, "Study of Historical Demography of India" in *Population and Social Change*, London, 1972.

without any reservations for probable catastrophes, hardly enhance the credibility of population projections. Recent historical developments of the piling up and proliferation of nuclear arsenals, military actions in Indo-China, Middle East and Bangladesh involving millions, indications of shift in the climate of a wide belt of the earth, cannot just be ignored from the population future.

A more serious point is that the mortality of a catastrophe period is omitted from the building material of the life tables used as probability models in population analysis; the population projections thus get more and more optimistic, because of this omission, with the increase in the projection time span. Moreover, the frequent nearly mechanical use of stable age structure models for the population of the emerging countries obliterates all signs of past impacts of catastrophes on the population sex-age structure.²

Some reservations for probable future catastrophes are desired at least in long term population projections; and for this purpose, scientific study of the past catastrophes hitting the population, their timings, intensities and associated factors, is imperative. The intervals between catastrophes are apparently increasing; but with the recent rapid multiplication of population and its concentration in urban agglomerations, along with the multiplication of large scale means of its destruction, one can conjecture that the intensities of the catastrophes might also be increasing.

A catastrophe will be marked by a number of symptoms. High excess mortality is an obvious direct indicator. The high excess mortality will not only retard growth - and the growth variable of the population will carry the symptom of the catastrophe - but should also impinge on the age structure of the population through age differentials in mortality. The impact on the age structure as a trail symptom, particularly on the childhood range of age groups 0:4 and 5:9, is discussed in this paper.

Some symptoms are also generated in other population characteristics like sex-ratio, age at marriage and marriage rate, and birth rate. Conventional wars caused contemporary deficiency of adult males to depress the male/female sex-ratio at young adult ages, and to increase the proportion widowed. Marriage rates remain lower during a war period, and the separations of the war depress the birth rates for the duration; but the birth rate is often made up in the

² Ajit Das Gupta and S. Guha Roy, "Population Estimates for Bangladesh: the Use of a Specific Transitional Population Model". *Population Studies*, vol. 30 no. 1 (March 1976), pp. 15-33, sought to redress the steam-roller effect by evolving an age structure model specific for Bangladesh since 1961.

immediate post-war period. The fall and rise in birth rates are reflected in the age structure of the population. The deficiency of young adult males will tend to raise the wife's age at marriage, partly from increasing widow re-marriages. Catastrophes may be symptomatized by sudden waves of migration to neighbouring districts or countries.

CHILD PROPORTION

Excepting catastrophes confined as an impulse to a point of time, like earthquakes, volcanic eruptions, or nuclear strikes causing nearly immediate wholesale destruction, it stands to reason that the weakest sections of the population will die in the largest numbers. The impulse-like catastrophe, the ensuing secondary wave of mortality arising out of disorganization is likely to hit the weakest sections most. The weakest sections of the population are thus liable to carry the trails of a catastrophe.

Infants and children not yet adjusted to the stresses and vicissitudes of life are likely to experience relatively higher mortality from catastrophes. No doubt the old section of the population is also vulnerable under the same logic; but the incidence of infanticide in the ancient cultures, and the acceptance of its modern version of abortion in more recent times, tend to suggest that the infants and children are likely to be abandoned and sacrificed under crisis conditions before other age groups. Further, catastrophes may lead to postponed maternities or fewer live-birth terminations. For these reasons, with a sharp rise in general mortality, a significant deviation can be expected in the child proportion of the population.

Mention may however be made here of the mortality experience of Matlab thana (police station) area of Bangladesh during the war of liberation. Matlab area has been under continuous surveillance for vital events, as a part of an anti-cholera programme, since 1966. The death rate of Matlab stayed practically steady at 15/1000 till the war period of 1971-72 when it jumped by about 50 percent to 22/1000; but there was no evidence of the infant-childhood mortality rising differentially even more.³ The Matlab death rate sample was not representative of Bangladesh, however, and it yet remains to be seen if the anticipated differential in child mortality will work out in the post-war period.

³ K. M. A. Aziz and S. Babur Hussain, "Patterns of Deaths in Rural Bangladesh" and other papers on Matlab at the *Seminar on Demographic Studies in Rural Areas*, Dacca, 1974.

The child proportion of the age structure is chosen in this paper as a valid indicator carrying the trail symptom of population catastrophes, as censuses with sex-age composition are still the most commonly available population information in the emerging countries. Mortality reporting may be operationally non-existent, or grossly and changingly defective. The vital registration system is liable to be disrupted in the wake of a catastrophe,⁴ while a subsequent count catching the child proportion symptom is not disturbed to a similar extent by the catastrophe. The growth rate of the population, mentioned earlier as an indicator of catastrophes, is also commonly available, but only for decades or longer periods; further, a child proportion that is usually comparable with the census series can be reliably estimated from a population sample.

It is well known that serious errors and biases of reporting give rise to wide mis-statements of ages; such mis-statements are culture-bound, settled into stable patterns that can be taken as invariant for a particular emerging country. A stable pattern of age mis-statements will not disturb the comparability of child proportions. Fertility variation will contribute to the variation of the childhood proportion, and the childhood proportion is actually more sensitive to fertility than to mortality changes in the long run. In India and many other emerging countries fertility decline has not yet been established, and possible decline in the child proportion from fertility decline has been ignored.

A catastrophe is conceptualized here as a sudden high rise in the mortality of a population, which through higher differential mortality of children leaves a symptom on the population age structure as an abnormally low child proportion. In view of the large numbers involved, the child proportion of a population has been assumed to be a normal variate, and an abnormal deviation of the proportion defined in standard simplest statistical procedures as a deviation significant at the 5 percent level of probability. This definition of a catastrophe has been empirically tested later in the paper. The definition and test are concerned with the shortfall of the child proportion and not any excess deviations; ignoring a declining trend in the birth rate and a consequent decline in the child proportion will inflate the variance estimate derived from the available census series.

⁴ Ajit Das Gupta "Determination of Fertility Level and Trend in Defective Registration Areas", *Bulletin of the International Statistical Institute*, Vol. XXXVI, Stockholm, 1958.

The shortfall in the child proportion should have shown at successive higher age groups throughout the census series, and even induced some dampened second generation effects in the population age structures. But the abnormal shortfall identified at child age appeared to be substantively spent in successive censuses in India; the possible advantage of a long subsisting trail symptom is thereby lost. An explanation may be that children surviving a catastrophe in emerging countries are sturdier, and make up the shortfall with the passage of decades by surviving longer.

COUNTRY EXPERIENCE

The shortfall in the childhood proportion was first noticed in the post-war period in the censuses of some south-east Asian countries which had been affected directly by the World War II. It has been estimated, for example, that the sequential shortfall in the young adult age group 15-19 in Hong Kong in the 1961 census was about 40 percent of the expected; this was abnormal even considering the impact that the high incidence of migration will have on the age structure, and produced a clear adverse effect on the supply of less paid intermediate level jobs like teachers and nurses.⁵

India experienced three acknowledged catastrophes of national dimensions during the past century. Of the 17 famines (as distinguished from scarcities) officially recognized for 19th century India,⁶ the second to last one, extending through 1896-1897, was described as the most disastrous till then; on an estimated aggregate population of 238 millions about 5 million excess deaths were officially attributed to the famine. But the subsequent famine of 1899-1900, which nearly overlapped, was described by the executive as the most terrible and severest.⁷

The next catastrophe came with the war influenza of 1918. During the killer epidemic, the census estimated death rate, (apparently based on the vital registration system with its gross under-reporting which presumably went worse during the

⁵ Ajit Das Gupta, "Further Applications of the Age Structure Model", *IPU Sydney Conference*, 1967.

⁶ The 17 famines besides the 14 localized wars are listed in, Suranjan Sen Gupta, Murari Ghosh, Alok K. Datta, Ajit Das Gupta, "Estimates of 19th Century Population of India", *Bulletin of the Socio-Economic Research Institute*, Vol. 3, No. 1, Calcutta, 1969.

⁷ B. M. Bhatia, *Famines in India*, Delhi, 1963.

pendency of the crisis and the ensuing disorganization), increased by more than 100 percent.⁸

The third catastrophe occurred in Bengal in the wake of World War II, because of the withdrawal of food stocks and local transport from Bengal as a war measure, the partition of the country in 1947 and widespread civil disturbances and refugee movements. Estimates of the excess deaths during the Bengal famine varied from 1.5 to 3.5 millions.^{7 9}

Table 1 below shows the child proportions for India at age groups 0-4 and 5-9 at the population censuses 1901 to 1971; the means and standard errors of the proportions are also shown, excluding the 0-4 proportion values for 1901 and 1921, and the 5-9 values for 1951, which contained the minimum values which were to be tested for significant deviance on the basis of the known catastrophe history of India.

TABLE 1
Child Proportions (%), Indian Censuses

Age group	Sex	Census year								Mean	Standard error
		1901	1911	1921	1931	1941	1951	1961	1971		
0-4	M	12.5	13.3	12.1	14.7	13.2	13.1	14.7	14.1	13.85	0.83
	F	13.3	14.3	13.2	16.0	14.0	13.7	15.5	14.7	14.70	0.81
5-9	M	14.0	13.8	14.8	13.3	13.6	12.6	14.6	15.0	14.16	0.70
	F	13.8	13.8	15.0	12.8	13.6	12.9	14.9	15.1	14.40	0.68

Source : Census of India.

Assuming that the child proportions are normally distributed, the probabilities that the two lowest values of the

⁸ Census of India, *Centenary Monograph* No. 3, New Delhi, 1972.

⁹ Kali Charan Ghosh, *Famines in Bengal, 1770-1943*, Calcutta, 1944.

male 0-4 age proportion, of 1901 and 1921, and the 5-9 proportion of 1931 belonged to the rest of the distribution are significant at the 5 percent level. The tests are confined to the lower critical region, as only shortfalls in the proportions were in question. The male proportions appeared to be the more sensitive indicators but the 5-9 female age proportion of 1931 also turned out to be significant at the 5 percent level; this minimum in the 5-9 age group is suspected to be due to extraordinary age mis-statements in the census, following the passage of the Sarda Act on marriage age. While the behaviour of the other age proportions has not been examined, it may be observed that a significant shortfall was noticed for the old age group 60 + in 1931, the reason for which is not apparent.

All the three major national catastrophes of India for the past hundred years are thus symptomatized through significant deviations in the child proportions of the population. A quantitative relation between the intensity of the catastrophe and the extent of the deviation cannot, however, be claimed.

It is natural to meet famine or other distress conditions with the response of migration. People from the Punjab and other drought-prone states of India of the 19th century, for example, were reported as customarily migrating to neighbouring states during severe droughts at home.⁷ The partition of India entailed colossal refugee migrations. The military action in Bangladesh pushed about 10 million refugees in 1971 across the border to India, but the surge was temporary and did not leave a substantive residual effect on the population formation of India.² Migration, being selective of age, has an impact on the age structure of both the sending and receiving populations.¹⁰

SUMMARY

The importance of the historical study of population catastrophes so as to appreciate the reservations to be attached to long range population projections is brought out. The child proportion of the population, a most widely available population variable in the emerging countries,

¹⁰ An instance of a compelled migration, causing a limited population catastrophe, is provided by the shifting of his capital by Muhammad bin Tughluk in the 14th century from Delhi to Devagiri, about 700 miles south; and, on the failure of the misadventure, the return en masse to Delhi.¹

is suggested and examined as a valid indicator of catastrophes.

All the three major national level catastrophes of India in the past hundred years, the severe famines of 1896-1900, the influenza killer of 1918 and the Bengal famine and partition disturbances of 1943-47, were all found symptomatized by significant deviations from normal of the relevant male child proportions; significance was judged by standard statistical procedures, on the assumption of a normal distribution, at the 5 percent level of probability.

CHRONOLOGY, INTENSITY AND DIFFUSION OF MORTALITY IN ITALY, 1600-1850 *

Lorenzo DEL PANTA

and

Massimo LIVI-BACCI

Dipartimento Statistico
University of Florence

1. In this paper, we have tried to set up a chronology of mortality crises in Italy from the beginning of the XVIIth to the mid-XIXth century. Although the literature on the subject is vast, a systematic study is lacking. In general, studies on the population of various regions, areas or cities do not give details as to the factors of mortality crises; on the other hand, medical or historical works, although rich in information, do not give quantitative data. The aim of this paper is to reconcile historical and quantitative information.

2. METHODOLOGY AND SOURCES

The quantitative material is represented mainly by 15 series of deaths referring to various areas of Italy from the end of the XVIth to the end of the XIXth century. (see table 1). It has to be remembered that :

i) the sources are the books of burials of the parishes; only in some cases are the deaths in the hospitals and quarantine houses included;

ii) in the periods of major crises, deaths are likely to be underreported because of the death of the parish-priest or because of the impossibility of keeping track of the events; deaths also occurred in hospitals and quarantine houses obviously in a higher proportion than during normal

* This paper contains the preliminary results of a research on mortality crises in Italy carried out at the Dipartimento Statistico of Florence with grant n. 7501683 of the C.N.R.

TABLE 1

Chronology, intensity and causes of Mortality Crises, 1575-1886, 15 areas

	Milan	Turin	Pavia	Venice	Adria	Verona	Venetian countryside	Bologna	Fiesole-S. Godenzo	Florence	Volterra	Rome	Naples	Bari	Palermo
1575															100.4 P
1588	111.9 S			15.0										21.5	8.6
1592	47.7			22.4										21.5	52.1 T
1607	-3.9			-14.4										212.0 F	-1.8
1608	31.2			12.4										-3.7	12.0
1615	56.2 T			20.9										20.3	2.5
1622	7.3		T	25.2				14.4		84.4 T				54.5 *	4.8
1624	3.0		-1.3	4.7				-5.0		108.2 T				2.5	0.2
1626	-13.3		13.0	-22.4				56.1 TF		4.5				1.9	122.9 P
1629	71.5 T		10.5	30.8				-14.9		-13.3				20.9	
1630	323.0 P		617.5 P	575.1 P				13.8		68.1 *				-1.7	86.5 *
1631	15.6		-32.8	275.6 P		P	P	35.4	P	96.2 T				23.9	-3.3
1636	-4.0		52.4 *	-9.1				257.8 P		51.3 P				-18.9	-9.8
1639	23.9		-12.2	0.3				-23.7		-28.0				-5.7	-15.2
1643	10.6		7.0	22.6	-5.1			-14.3		-13.5				-14.6	-4.4
1644	19.0		0.0	0.4	19.3			-6.6		-13.3				-4.2	7.9
1648	-29.2		29.6	7.7	-19.6			69.4 *		-19.6				-14.1	-4.7
1649	12.8		17.7	23.9	8.0			22.3		-13.3				24.1	-13.0
1650	74.9 *		16.8	2.8	84.1 *			24.3		-2.1				43.4	14.1
1655	-9.0		124.1 W	-5.9	7.4			85.2 T		90.3 T				7.0	58.2 T
1656	-5.0		3.0	2.7	9.8			18.3		131.1				78.6 T	-5.2
1658	26.0		59.8 *	-2.4	9.1			14.7		-9.9				-3.6	14.2
1659	5.3		38.0	0.1	10.1			-16.0		-19.9				28.6	-7.4
1660	1.7		11.2	9.1	-3.1			-3.5		-15.0				400.0 P	-6.8
1666	-7.7		12.3	-7.3	-16.0			-13.6		22.6				-28.1	-7.0
1672	30.1		7.9	9.8	8.6			12.9		-2.3				-11.1	-3.3
1676	-2.3		11.8	26.6	113.8 *			-0.6		-2.9				-6.2	-0.9
1681	14.3		3.0	-7.6	13.6			0.0		-0.7				10.7	-0.9
1685	-14.2		-10.2	20.9	-3.5			53.5 *		3.1				19.8	-0.9
1688	4.6		48.6	-14.6	42.2			38.1		44.1				7.2	-6.4
1693	84.8 S			5.7	9.1			5.3		1.9				14.7	66.0 T
1696	20.0			0.1	1.7			38.1		7.0				30.8	5.9
1702	-12.9			1.5	1.7			-1.4		-43.3				121.0 *	-5.4
1706	-4.2			6.5	11.5			-5.7		24.8				7.3	25.6
1707	93.6			10.8	-20.7			-9.1		-23.0				62.9 *	19.1
					-17.1			31.6		1.0				11.7	-4.7
					67.4 *			14.3		12.4				-23.8	-7.0
					15.2 *			52.2 *		18.1				8.9	1.9
					-19.5			-4.8		5.0				45.7	4.9
					70.1 *			10.7		-5.9				-11.8	17.9
					-5.7			14.4		-3.3				-11.8	17.9
					50.3 *			-5.5		-17.2				12.2	-2.5
					-15.8					-14.5					

1709	-1.6	-1.4	0.7	35.7	-1.5	11.2	30.5	-5.5	60.1 F	30.0	41.2	50.0 F	56.4 I
1715	-7.2	-5.9	-13.3	42.8	-7.0	-2.5	10.0	15.2	154.5 *	3.0	-11.8	-4.7	-3.1
1716	42.5	8.2	34.5	67.6 S	27.2	-3.6	8.5	39.6	1.3	32.3	4.8	16.7	-3.1
1719	104.7	59.9 *	8.3	-18.6	-9.7	7.6	-2.5	12.9	60.8 *	-2.5	-16.6	3.3	10.0
1723	-4.0	-13.6	17.4	54.6 *	-10.9	-5.3	4.8	-24.6	-15.9	-7.9	-10.2	18.3	-10.1
1724	18.1	33.8	-5.6	27.3	-7.7	31.2	-7.7	15.8	0.0	51.3 F	-10.1	6.1	-0.7
1725	7.4	3.7	-3.4	-1.4	-12.0	4.6	54.6 *	2.6	-3.1	7.0	9.4	19.3	-11.3
1729	-19.4	1.1	13.7	26.0	0.8	4.1	59.8 S	0.0	-3.5	-7.5	44.7	44.7	-5.1
1730	-0.5	8.1	7.0	40.8	25.5	10.6	14.0	-4.2	3.8	0.6	29.1	74.7 I	2.7
1734	17.5	116.2 *	-5.9	-32.7	51.2 I	2.1	-9.5	1.6	5.9	-4.4	10.5	-2.3	3.2
1736	18.5	-17.4	28.6	-20.8	22.0	11.8	44.5	10.8	53.1 I	50.6 T	-8.9	2.6	7.9
1752	36.4	-4.3	9.9	18.3	3.3	-7.6	24.6	-9.7	-5.0	56.8 T	3.2	19.1	-21.0
1760	17.4	5.1	1.1	-19.1	14.1	-1.6	24.3	-24.8	5.2	-30.5	1.9	56.1 *	-15.2
1764	-2.2	13.2	-6.0	61.2 *	-4.2	3.3	-18.2	37.8	30.0	-6.2	2.4	10.6	17.1
1767	3.0	10.2	1.5	-9.2	4.0	-2.7	36.4	49.3 FT	46.7 FT	52.8 FT	9.4	-8.8	-11.9
1781	-1.9	-2.2	-1.8	90.9 *	-7.4	8.5	0.1	22.9	44.6	16.1	49.5 TI	7.6	7.3
1782	10.9	10.7	7.7	21.7	8.3	11.6	64.9 TI	33.3	4.9	-2.1	-9.4	24.3	-17.0
1785	9.6	-1.0	-2.9	65.1 *	-4.3	10.1	-7.4	-14.2	0.3	-5.0	-16.0	18.1	2.6
1789	55.5 T	43.4	2.1	-14.6	7.0		28.1	4.6	7.8	38.1	-0.4	2.9	3.3
1796	5.6			56.2 S	59.0 S		23.0	1.6	14.4		-1.5	8.9	
1797	10.1			-0.3	17.3		6.4	31.7	-9.9		-5.8	57.2 *	
1800	15.9			-6.6	63.1 WS			-5.1	10.0		11.6	31.0	
1801	-2.4			52.9 S	9.8		50.0 T	-6.0	-8.6		-4.1	61.2 F	
1802	9.7			74.2 S	-27.2			23.5	8.1		3.4	-21.6	
1804	3.0			-3.6	-35.4			-12.6	-13.8		74.4 NC	-11.0	
1817	51.5 T			202.6 T	40.8 T		62.3 T	58.6 T	65.6 T		26.3	88.7 T	
1833	2.7			-12.8	8.7		-2.4	7.2	78.9 I		-18.3	-7.0	
1836	34.3			33.2	61.2 C		-8.0	1.7			-19.9	41.6 C	
1837	-4.7			4.7	-4.6		-8.0	7.2	-4.5		-14.7	74.1 C	
1838	-6.7			-24.1	-14.1		2.1	-2.6	-9.0		221.9 C	-19.6	
1840	1.9			-7.0	-2.5		-2.6	49.9 T			0.2	6.8	
1849				59.7	51.2 C		34.0	4.1			1.8	13.6	
1850				-7.2	-2.5		2.0	-10.1			10.2	59.5	
1855				114.5 C	51.6 C		125.8 C	96.6 C			19.7	-16.7	
1886				52.5 C	12.6						7.8		

C = Cholera
F = Famine
I = Influenza
NC = Natural Catastrophe
P = Plague
S = Smallpox
T = Typhus and Typhoid
W = War

periods;

iii) urban areas are more represented than rural ones, and the North and the Center more than the South.

The annual number of deaths has been taken as an indicator of mortality. In some cases the calculation of death rates would have been possible, but, even in these cases, the estimate of the population is subject to many errors. Whenever censuses and population counts were available, they were taken with varying criteria and with large intervals.

The basis for our elaboration is, for every series, the determination of the annual "normal" number of deaths, or the number of deaths that one would expect under conditions not gravely disturbed. We have estimated the "normal" number with a moving average of 11 terms, from which the two highest and the two lowest values have been excluded. In other words, of the 11 (n) terms of each moving average, ranked from the highest to the lowest ($n_1, n_2 \dots n_{10}$ and n_{11}), we have excluded from the computation of the average n_1, n_2, n_{10} and n_{11} . The new series calculated with the moving average are not affected by the peaks caused by epidemics or troughs due, for instance, to underregistration or to the exceptional conditions following a peak (temporary emigration of the population after the plague; short-term selectivity following an epidemic, etc.).

Graphs 1 to 3 present the actual and normal series of deaths for the period considered for 3 of the 15 forementioned areas. Inspection of the graphs confirms the good ability of the "modified" moving average to express the "normal" level of deaths. We have then computed, for each year and for each series, the % deviation of normal from actual deaths and the deviation in % of the standard deviation (σ of deviations).

3. DEFINITION OF A MORTALITY CRISIS

The importance of a mortality crisis can be measured in a number of ways, with reference to several criteria : demographic, social, economic etc. In our paper, a rise in the number of deaths is labelled "crisis" when it endangers the conservation of a given demographic equilibrium. A net decline in the population size, for instance, as a consequence of one or more years of high mortality, may be a first signal but is obviously not sufficient to define a situation of crisis in the same way that the loss of weight of an individual after an illness is not a sufficient element for judging of the seriousness of his infirmity.

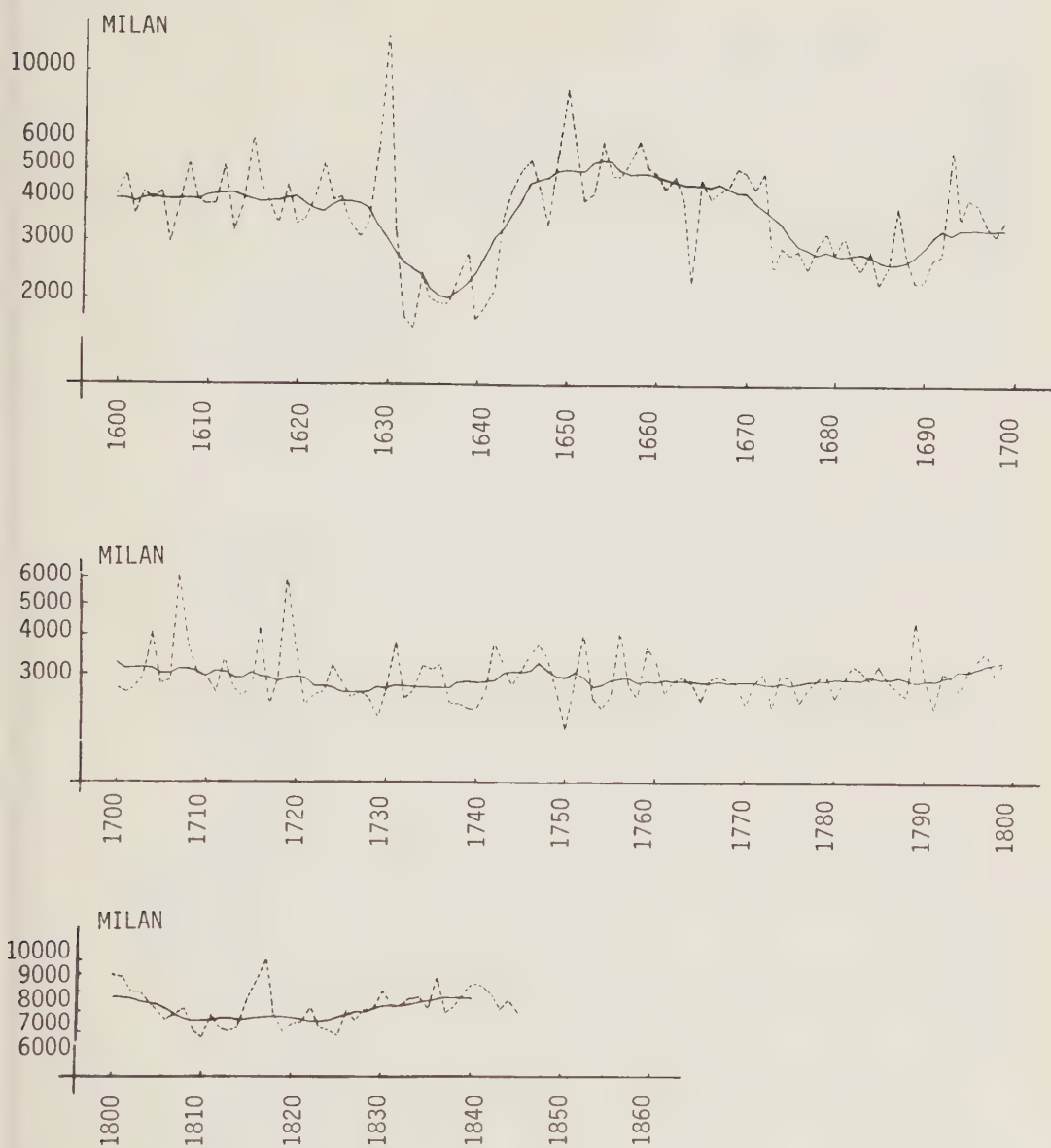


FIGURE 1

Actual and normal series of deaths for Milan, 1588-1840

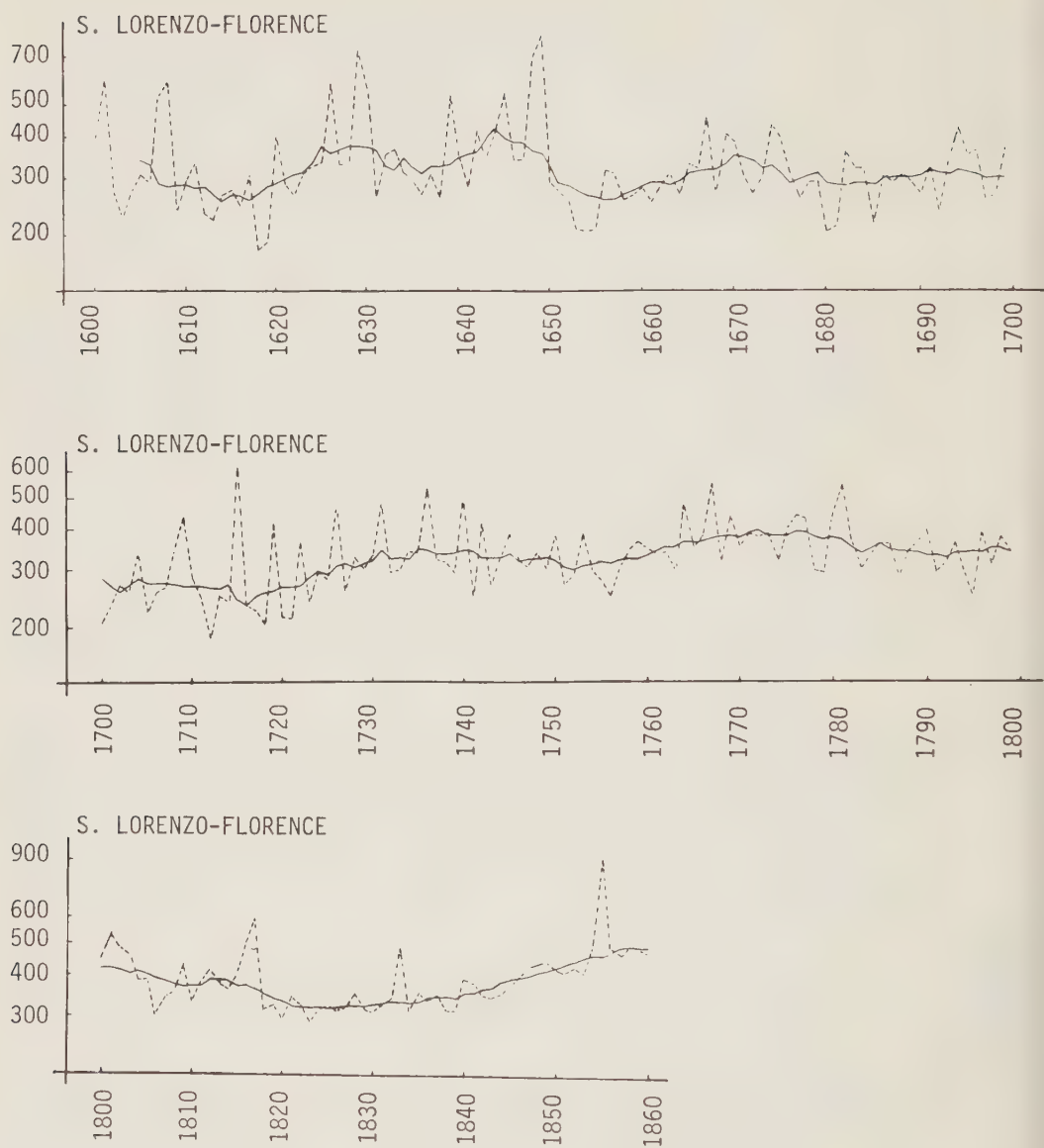


FIGURE 2

Actual and normal series of deaths for Florence, 1607-1855

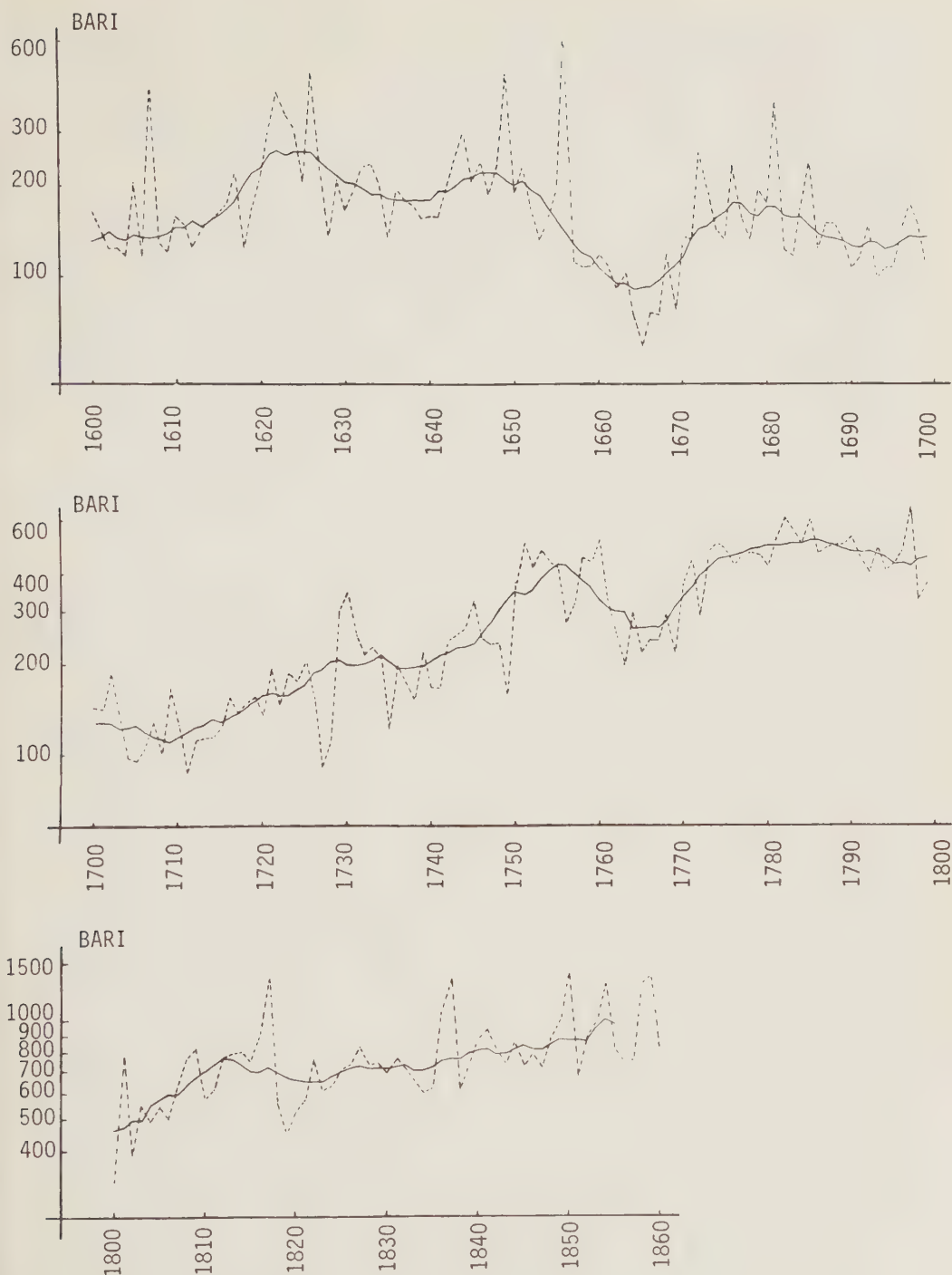


FIGURE 3

Actual and normal series of deaths for Bari, 1588-1855

Let us consider a population affected by a strong rise in the number of deaths; in order to make the case simpler, let us assume that the rise in deaths is non-differential by sex and age : this means that mortality increases by the same factor in the various ages and in each sex. We also know that populations have some potential for recovery which reduces the consequences of a crisis. For instance, a marriage broken because of the death of one of the partners may be replaced by the marriage of the widower or of the widow; the death of one or more children can be compensated by an increase of fertility of the couple - new births - or by an increased care for the health of the newborn. Unfortunately, not much is known of this particular but fascinating aspect of historical demography. We may express the potential for recovery in terms of the increase of nuptiality and fertility of a cohort after a crisis. Age at marriage may go down, the proportion married may go up; and, in the meantime, birth intervals may be reduced. The net effect of these demographic reactions is an increase in the reproduction rate of the cohort. The maximum of this recovery would be reached if all members of the cohort got married, if the age at marriage decreased to the lowest limit compatible with the rules of the population, and if marital fertility increased to the maximum empirical level. Of course this "maximum" of recovery will never be reached : the intensity of the recovery will vary, and only empirical investigations could give us some ideas as to the extent of the field of variation.

We have defined a crisis as an abnormal short-lived deviation from the normal regime of mortality which affects the cohorts in such a way that they will not reproduce themselves in spite of the entire exploitation of their (empirical) potential for recovery. Obviously enough, this concept does not apply to cohorts past their reproductive period (no potential for recovery) or well ahead in the reproductive period (limited potential for recovery). In the model adopted in this paper, we have considered the cohorts of age 15 years or less at the time of the crisis.

These ideas have been applied in a very simplified model based on Italian historical experience. In the case of a non-differential increase of mortality of 50 %, the cohort born in the year of the crisis will not be compensated by the exploitation of the potential for recovery. A fourfold increase of the number of deaths, on the other hand, will make impossible the replacement of the first 15 cohorts. In the first case we face a "small" crisis; in the second, a "big" crisis.

Summing up, our definition of a crisis is that of an abnormal increase of mortality whose effects cannot be offset by the potential for recovery of the cohorts below reproductive age during their life span. The crisis has therefore created

structural damage, which can be cured only in the long run.

4. CHRONOLOGY, INTENSITY AND DIFFUSION

In table 1 we have reported the years in which at least one of the series showed a deviation of "actual" from "normal" deaths above + 50 %. For each of these years we have also reported all deviations from normal, even when they did not exceed 50 %, in order to see whether there was, in all areas, a positive deviation from normality. Whenever we have been able to assign a cause to a crisis we have indicated it with a symbol. The following summary outline can therefore be made.

5. THE XVIIth CENTURY

The first half of the XVIIth century is very perturbed, and is marked by the last epidemic outbreaks of the plague and by the ravages of typhus and typhoid fevers. Plague occurred in three distinct outbreaks. In 1624, it is limited to Palermo and some other area of Sicily; in 1630-31, to most of the North and some areas of the Center (most of Tuscany, but most of the Papal States - excluding Bologna - remained immune); in 1656 plague occurred in the peninsular South, Rome and Genoa (but from Genoa, where it was imported via the sea, it did not extend to the rest of Liguria). After 1656, Italy remained immune from the plague, with the exception of the plague of Messina in 1743 (which remained limited to the city and to Reggio on the other side of the Strait) and of the plague in the small village of Noia (Apulia) in 1815. Plague took by far the highest toll of victims, multiplying the number of deaths in the normal years by a factor of 4 to 7. Typhus was also a very important cause of crisis and its total effects were perhaps more important than those of the plague. Apart from the many severe outbreaks in various areas, two major epidemics had a wide diffusion : the first in 1629, the year before the plague (Milan, Venice, Florence and also Pavia), the second, and more important, in 1648-49-50, practically in all parts of Italy.

It is also important to note that many of the outbreaks of typhus (often denominated putrid or malignant fevers) were preceded and sometimes caused by periods of famine and poverty. The second part of the XVIIth century is, on the other hand, without major crises; typhus, famine, and smallpox struck here and there, but the outbreaks are circumscribed to one or two areas at a time.

6. THE XVIIIth CENTURY

It is, generally speaking, a century less affected by violent fluctuations of deaths. The plague has disappeared (the only exception being the already quoted plague of Messina); typhus strikes here and there, but no such major epidemic occurred as in the XVIIth century; only in three instances actual deaths deviate by more than 100 % from normality. According to local history and chronicles, during this century, epidemics of smallpox seem to occur more frequently than in the preceding century. Perhaps this fact is due to a deeper interest shown by scientists and historians in this cause of death, but it is almost certain that epidemics of smallpox are of major importance during the century, even if in many cases they did not take a very large toll of victims. One of the reasons is probably the practice of inoculation, which became popular all over Europe after 1714. Inoculated patients did develop a mild form of smallpox which produced immunity, but they were also a vehicle for the dissemination of the disease.

Another interesting finding is the increase in the number of deaths in Tuscany, and also in other parts of Italy, following the bad harvests of 1709, 1716 and 1764-66. A final point that commands further investigation is the study of the effects of the major epidemics of influenza which rambled throughout Europe in several years during the XVIIIth century. The impression is that they produced a general rise in the number of deaths, although not of major proportions.

7. THE XIXth CENTURY

The diffusion of vaccination produced, in the first two or three decades of this century, the end of smallpox as a major cause of death. The last epidemic of some importance is the one which struck Piemonte and Liguria in 1829. However, the first part of the century was marked by several outbreaks of smallpox, typhus and other diseases, in connection with the situation of instability caused by the Napoleonic wars. A state of poverty and malnutrition was caused by the continental blockade, the poor harvests of 1815, 1816, and 1817, and the disbanding of the army of the Kingdom of Naples whose soldiers were endemically stricken by typhus. This in turn caused the terrible epidemic of typhus which affected almost every part of Italy in 1817. Typhus, although taking further tolls, never reappeared with the same strength. But the XIXth century saw a new series of epidemics : those caused by cholera in 1836, 1848, 1855, 1867, and 1885, with a wide diffusion and

high mortality (about $1/2$ to $2/3$ of those affected by cholera died).

8. CONCLUSIONS

Table 2 presents a summary of the three centuries, showing the number of crises per 1000 years population. The denominator of the rates of columns 4 and 5 is calculated - for each twenty-year interval by multiplying the number of populations under observation by the number of years observed during the twenty-year period. The numerator (number of crises) is, in column 4 constituted by the number of years in which any one of the populations showed a deviation of "actual" from "normal" deaths exceeding 50 %. In column 5 the definition of a crisis changes, being any year in which the deviation of actual from normal exceeded 2σ .

The table confirms that the XVIIIth century is a period without violent fluctuations in the number of deaths (and therefore in mortality) particularly in its central part. On the other hand, the first half of the XVIIth century is a period of an almost permanent state of crisis, as is the first part of the XIXth century. Table 3 showing the coefficient of variation (σ/M) of the deviations (actual minus normal), confirms this picture.

TABLE 2

Frequency and intensity of crises for twenty-year periods , 1580-1859

Periods	Years observed	Crisis > 50 %	Crisis > 2 σ	Crisis > 50 % p.1000 years	Crisis > 2 σ p.1000 years
1580-1599	90	3	5	33.3	55.5
1600-1619	144	5	4	34.7	27.8
1620-1639	191	18	15	94.2	78.5
1640-1659	250	19	14	76.0	56.0
1660-1679	260	5	4	19.2	15.4
1680-1699	259	9	8	34.7	30.9
1700-1719	258	12	6	46.5	23.2
1720-1739	260	9	9	34.6	34.6
1740-1759	260	1	5	3.8	19.2
1760-1779	260	3	8	11.5	30.8
1780-1799	251	8	8	31.9	31.9
1800-1819	160	11	16	68.8	100.0
1820-1839	160	4	5	25.0	31.2
1840-1859	125	8	9	64.0	72.0
-1699	1194	59	50	49.4	41.8
1700-1799	1289	33	36	25.6	27.9
1800-1859	445	23	30	51.7	31.5
Total	3678	115	116	31.3	31.5

TABLE 3

Coefficients of variation (σ/M) of annual deaths for twenty-year periods, 1580-1900

Periods	Milan	Venice	Adria	Verona	Venetian countryside	Bologna	Fiesole- S. Godenzo	Florence	Volterra	Rome	Bari	Palermo
1580-99	0.389	0.106				0.125		0.379			0.359	0.178
1600-19	0.175	0.149				0.540		0.338			0.399	0.123
1620-39	0.665	1.035			0.119	0.278	0.646	0.433			0.375	0.281
1640-59	0.349	0.145	0.331	0.206		0.201	0.246	0.187	0.227		0.544	0.191
1660-79	0.249	0.121	0.340	0.176	0.132	0.223	0.202	0.189	0.279		0.400	0.183
1680-99	0.269	0.092	0.227	0.171	0.119	0.131	0.153	0.345	0.179		0.407	0.089
1700-19	0.305	0.141	0.282	0.304	0.076	0.228	0.149	0.245	0.221	0.147	0.196	0.155
1720-39	0.152	0.151	0.234	0.250	0.108	0.136	0.139	0.182	0.224	0.129	0.316	0.101
1740-59	0.192	0.104	0.212	0.165	0.081	0.171	0.237	0.169	0.253	0.170	0.339	0.136
1760-79	0.083	0.100	0.290	0.151	0.100	0.161	0.138	0.173	0.181	0.150	0.301	0.144
1780-99	0.143		0.306	0.192			0.219	0.140		0.380	0.169	0.083
1800-19	0.113		0.450	0.252			0.156	0.197		0.402	0.337	
1820-39	0.117		0.146	0.202						0.181	0.240	
1840-59			0.273	0.189						0.402	0.238	
1860-79			0.161	0.101						0.181		
1880-99			0.200	0.092						0.179		
										0.089		

L'ANALYSE STATISTIQUE DES CRISES DE MORTALITE

Jacques DUPAQUIER

Laboratoire de démographie historique
(Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales)
Paris

"On voit clairement dans les tables de mortalité qu'a recueillies Susmilch (...) que tous les pays d'Europe sont sujets à des retours périodiques d'années malsaines, qui font obstacle à l'accroissement de leur population. Très peu sont exempts de ces grandes épidémies destructrices qui viennent, une ou deux fois par siècle, moissonner un quart ou un tiers de leurs habitants". Ainsi s'exprime Malthus, qui consacre tout un chapitre de la seconde édition - la grande, la vraie - de son *Essai sur le Principe de Population* aux "Effets des épidémies sur les registres des naissances, des décès et des mariages".

La question des crises de mortalité a fait au XIXe siècle l'objet d'une énorme littérature, essentiellement descriptive, dont la bibliographie préparée pour ce colloque ne donne qu'une image réduite; mais elle a pris une nouvelle actualité en 1946, avec la publication dans la revue *Population* d'un article du regretté Jean Meuvret intitulé : "Les crises de subsistances et la démographie de la France d'Ancien Régime".

Il proposait de "considérer comme l'indice caractéristique de la crise le rapport des décès aux conceptions, décompté, sinon mensuellement, du moins dans le cadre de l'année récolte". Cet indice devait être comparé à des pourcentages mettant en lumière l'intensité de la hausse par rapport à l'époque immédiatement précédente.

Sans vouloir discuter ici des mérites de l'année-récolte par comparaison avec ceux de l'année civile, nous estimons que la solution proposée par Jean Meuvret se heurte à trois difficultés, dont la première est de faire intervenir le nombre des conceptions pour définir l'intensité de

la crise, alors qu'il reste à prouver que toutes les crises de mortalité provoquent une chute des conceptions. A notre avis, un indice de mesure de la mortalité doit être fondé exclusivement sur les statistiques de décès. Les fluctuations du nombre des mariages et des naissances ne doivent pas entrer en ligne de compte, non plus que celles des prix des grains. Ce sera seulement lorsque les crises de mortalité auront été définies et repérées objectivement que l'on pourra poser la question de savoir si elles sont en corrélation avec le mouvement des prix; et si elles ont des répercussions sur la série des baptêmes ¹ et sur celles de mariages.

La seconde difficulté tient à la définition de l'époque de référence : si l'on trouve deux crises de mortalité rapprochées, le nombre de décès enregistré pendant la première ne devrait pas servir au calcul de la moyenne qui doit permettre d'apprécier l'intensité de la seconde. Les années d'après-crise caractérisées par un nombre de décès généralement très faible, pourraient être écartées aussi. Il ne faudrait donc retenir que les années "normales". Mais qu'est-ce qu'une année "normale" ? On ne peut laisser chaque utilisateur en décider selon son bon plaisir.

Enfin, troisième difficulté : dans les petites communautés, la statistique des décès présente des fluctuations aléatoires d'une telle amplitude que l'indice bondit fréquemment à des valeurs qu'on ne trouve jamais dans les grands ensembles humains. Par exemple, dans la petite paroisse de Damrémont (Champagne), la statistique des sépultures pour les années 1696-1706 se présente ainsi : 4-3-8-7-6-0-2-0-2-3-17. Par rapport à la moyenne des années 1696-1705, l'augmentation du nombre des décès en 1706 atteint 13,5 en valeur absolue, et 385 % en valeur relative.

Prenons maintenant la statistique nationale française de 1821 à 1840 (en milliers de décès) : 7413-7770-8001-8376-7916-8375-8026-8084-8004-9338-8125-9180-8164-7477-8531-8174-7719-8090. Par rapport à la moyenne des années 1822-1831, le choléra de 1832 provoque une hausse de 1375 en valeur absolue, et de 17,3 % en valeur relative.

Ainsi un indice fondé sur les valeurs absolues ne mettra de crise en évidence que pour les grands ensembles humains; un indice fondé sur les valeurs exagérera la réalité du phénomène dans les petites communautés.

¹ J'écris *baptêmes* parce que, de toute manière, il est impossible de connaître le nombre des conceptions; on ne peut saisir que celles qui se terminent par une naissance vivante, et la différence est certainement considérable.

Ainsi, il nous faut chercher un instrument de mesure échappant à ces objections et présentant en outre les caractéristiques suivantes :

- être aisé à calculer, même pour un non spécialiste;
- être adapté à la nature des sources : théoriquement, la mortalité devrait être mesurée en terme de fréquence des décès; il faudrait faire intervenir la durée de la crise et l'effectif initial de la population ¹. Or, la plupart du temps, la seule donnée disponible est la statistique annuelle des décès;
- aboutir à une définition des crises qui ne soit pas en contradiction avec les observations des contemporains et les travaux des historiens.

Nous allons donc tenter : premièrement de forger un indice de mesure des variations de la mortalité; deuxièmement de proposer une définition du terme "crise de mortalité"; troisièmement de passer à une échelle de magnitude. Enfin, dans la deuxième partie de cette communication, nous nous efforcerons d'analyser, à partir de quelques exemples, les rapports qui peuvent exister entre crises locales, crises régionales et crises nationales.

I. UN INSTRUMENT DE MESURE DES CRISES DE MORTALITE

1. On conviendra aisément qu'il est impossible de définir une crise d'après l'augmentation du nombre absolu des décès; sinon, l'intensité trouvée serait à peu près directement proportionnelle à l'effectif de la population.

Théoriquement, on pourrait faire intervenir au dénominateur la population initiale, ce qui reviendrait à raisonner en termes de taux de mortalité; mais c'est une donnée qui fait souvent défaut en démographie historique, et nous avons pris comme hypothèse de travail le cas où seule se trouve disponible la statistique annuelle des décès.

Toutefois, il existe une solution analogue, qui consiste à raisonner sur l'augmentation relative du nombre des décès. Soit DD_x le nombre absolu des décès l'année X , et M_x le nombre moyen de décès pour les 10 années précédentes; on pourrait alors définir l'indice de mortalité de l'année X (I_x) :

¹ C'est ce qu'a fait T.H. Hollingsworth dans son rapport introductif "Crises of mortality".

$$I_x = \frac{Dx - Mx}{Mx}$$

En fait, cette solution n'est pas satisfaisante, car les variations aléatoires risquent de faire bondir I_x à des hauteurs artificielles dans les petites communautés, ainsi qu'on l'a déjà signalé dans l'introduction.

Par ailleurs, le doublement des décès dans une paroisse rurale n'a pas la même signification que dans une grande ville ou dans l'ensemble du pays. Il paraît souhaitable que l'indice soit plus sensible aux variations relatives des grosses séries que des petites. Par exemple, la peste de 1665 à Londres, qui se traduit par une augmentation de 602 % du nombre des décès, nous semble d'une intensité comparable à celle de la mortalité de 1584 à Maumusson ¹, où le nombre annuel des décès passe de 10 à 146 (+ 1360 %).

Après quelques tâtonnements, je me suis décidé ² à faire intervenir au dénominateur l'écart-type des 10 années de référence (σx), qui présente le double avantage de grandir moins vite que le nombre absolu des décès dans les séries, et de diminuer avec le temps ce qui permet de repérer aussi les crises du XXe siècle que celles du XVIe, malgré l'aplatissement progressif des courbes.

Ainsi, la formule peut s'écrire :

$$I_x = \frac{Dx - Mx}{\sigma x}$$

Par exemple, à Tourouvre-au-Perche ³, l'indice de l'année 1694 peut s'écrire :

$$I_x = \frac{144 - 56,8}{13,36} = 6,526$$

2. L'exemple précédent montre qu'il se pose encore une question majeure : celle du choix des années de référence. Dans le cas présent, fallait-il faire entrer en ligne de

¹ A. Croix, *Nantes et le pays nantais au XVIe siècle. Etude démographique*. Paris, S.E.V.P.E.N., 1974.

² Sur les conseils de N. Robitaille, du Département de démographie de l'Université de Montréal, que je remercie ici chaleureusement.

³ H. Charbonneau, *Tourouvre-au-Perche aux XVIIe et XVIIIe siècles*. I.N.E.D., Travaux et documents, cahier n° 55, Paris, P.U.F., 1970. Nombre annuel des décès de 1684 à 1700 : 60-72-57-51-53-50-34-86-57-48-144-62-33-36-42-46-66.

compte l'année 1691, marquée par 86 décès et dont l'indice, calculé selon le principe, atteint 3, 409 ?

Il est très tentant de l'éliminer et de la remplacer par l'année 1683, où le nombre de sépultures n'a pas dépassé 47. En ce cas, l'indice de l'année 1694 serait de

$$\frac{144 - 52,9}{9,36} = 9,733$$

Dans l'ensemble où il y a de très fortes crises de mortalité à quelques années d'intervalle, les résultats peuvent se trouver beaucoup plus profondément modifiés encore par cette méthode d'épuration. Par exemple, à Crulai¹, où l'on enregistre 22 décès en 1708, 43 en 1709, 104 en 1710 et 33 en 1719, l'indice de cette dernière année atteint seulement 0,032 si l'on fait le calcul sur la base des années 1709-1718 (moyenne : 32,2 - Ecart type : 25,22); mais il monte à 1,129 si on élimine les années 1709 et 1710.

Croyant tenir la bonne solution, nous avons entrepris de traiter, sur ordinateur, plus de 100 statistiques annuelles de décès, les unes concernant d'humbles paroisses du XVIIe ou du XVIIIe siècle, d'autres des Etats entiers, et même l'ensemble de l'Europe du Nord Ouest de 1840 à 1914.

On avait décidé de considérer comme anormales les années dont l'indice était supérieur à + 2 ou inférieur à - 2, ce qui revenait à dire que leurs données n'étaient pas comprises dans l'intervalle de confiance caractérisé par une probabilité de 95 % (limites correspondant à 2 écarts-types).

La seule difficulté apparente était d'assurer le démarrage du calcul comme il fallait prendre dix années de référence, on ne pouvait le débiter que pour la onzième année; encore fallait-il s'assurer qu'aucune des dix années de référence n'était marquée par une crise. Le problème fut élégamment résolu par M. Demonet, chef de travaux à l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales².

¹ E. Gautier et L. Henry, *La population de Crulai, paroisse normande*. I.N.E.I. Travaux et Documents, cahier n° 33, Paris, P.U.F., 1958.

² M. Demonet imagina de comparer la 1ère année de la série aux 10 suivantes, c'est-à-dire de calculer

$$I_1 = \frac{D_1 - M_{2,11}}{\sigma_{2,21}} .$$

Si I_1 était compris entre +2 et -2, on conservait cette valeur, et on passait au calcul de la 2e année, en fonction des 10 autres (la 1ère, la 3e, la 4e et ainsi de suite jusqu'à la 11e). Au contraire,

Malheureusement, il apparut rapidement que le système déraillait pour les populations croissantes chaque fois que plusieurs années consécutives présentaient des indices anormaux : la crise leur faisait dépasser 2, la chute de mortalité qui suivait les faisait tomber au dessous de -2. Par exemple, dans le cas de la Finlande, où l'étude des années 1722-1732 avait permis de trouver une base de référence (moyenne : 6367 décès - Ecart type : 616), le nombre de décès s'éleva beaucoup dans les années suivantes, et ne revint jamais au niveau antérieur, par suite de la croissance démographique. Ainsi, seules les années 1733, 1734 et 1746 parvinrent à forcer l'entrée du club "Années de référence"; la moyenne se bloqua à 6758, et l'écart-type à 699. Alors, à partir de 1747, tous les indices furent supérieurs à 2; ils atteignirent 20 en 1763; 28 en 1789; 67 en 1808; 81 en 1833; et 187 en 1868 ! Malgré le recul de la mortalité, ils restèrent supérieurs à 60 jusqu'en 1914 ¹.

Années	Nombre de décès	Moyenne	Ecart-type	Indice
1723	5910	6367	616	-0,742
1724	5700	6367	616	-1,083
1725	5660	6367	616	-1,148
1726	5730	6367	616	-1,034
1727	6270	6367	616	-0,157
1728	6140	6367	616	-0,369
1729	7630	6367	616	2,050
1730	7210	6367	616	1,369
1731	7270	6367	616	1,466
1732	7140	6367	616	1,255
1733	7120	6369	619	1,213
1734	7290	6415	655	1,336
1735	7920	6553	679	2,013
1736	9240	6553	679	3,957
1737	12890	6553	679	9,333
1738	10530	6553	679	5,857
1739	11950	6553	679	7,948
1740	19410	6553	679	18,935
1741	11740	6553	679	7,639
1742	16810	6553	679	15,106
1743	13860	6553	679	10,761
1744	9110	6553	679	3,766
1745	8270	6553	679	2,529
1746	7750	6553	679	1,763
1747	9120	6758	699	3,379
1748	11970	6758	699	7,456
1749	11590	6758	699	6,913
1750	11320	6758	699	6,526
1751	10480	6758	699	5,325
1752	11400	6758	699	6,641

si I_1 pouvait être considéré comme anormal, on éliminait et on recommençait le calcul avec un nouvel ensemble incluant la 12e année, etc. Dès qu'on disposait de 10 années de référence présentant des indices compris entre +2 et -2, on commençait le calcul proprement dit. Dès lors, le tableau de référence, incluant toujours 10 valeurs annuelles, glissait d'un cran chaque fois qu'on trouvait une année sans crise.

¹ Voici comment s'opéra le déraillement (les décès sont donnés par dizaines, le chiffre des unités ayant été négligé) :

Nous avons essayé d'éviter le piège en faisant une élimination moins rigoureuse (3 écarts-types au lieu de 2), mais sans le moindre succès; il a fallu se rendre à l'évidence : la méthode est inapplicable dès qu'on a affaire à une population croissante.

3. En désespoir de cause je me suis résigné à ne plus éliminer les années de crise, c'est-à-dire à calculer l'indice en prenant comme base les dix années antérieures, quelle qu'ait été leur mortalité. Cette méthode présente un inconvénient, déjà signalé par l'exemple de Crulai : lorsque deux crises se succèdent à bref intervalle, la mesure de la seconde est faussée, car la moyenne et l'écart-type se trouvent gonflés; or l'une contribue à réduire le numérateur, l'autre à grossir le dénominateur ¹. Cependant, l'expérience prouve qu'il n'en résulte pas de distorsions majeures.

Nous avons expérimenté aussi une méthode voisine qui consiste à prendre comme base de référence, non les dix années précédentes, mais la période encadrante; cinq avant, cinq après. Toutefois, pour éliminer les perturbations qu'auraient provoquées les crises à cheval sur deux années successives, on a décidé de ne pas prendre en compte les années immédiatement voisines de celle étudiée ². Par exemple à Tourouvre-au-Perche, le calcul de l'indice de l'année 1694 s'opère par référence aux années 1688-1692 et 1696-1700 ce qui donne

$$I_{1694} = \frac{144 - 50}{15,6} = 6,03$$

Cet indice a l'avantage d'être simple, facile à calculer, et d'éliminer toute appréciation subjective de la plupart des observateurs. En outre, comme on le verra plus tard, il semble aller aussi bien pour les petites paroisses que pour les agrégats de grandes dimensions.

¹ Prenons l'exemple de la province de Québec en 1730 et 1733. Le nombre annuel des décès a varié ainsi de 1720 à 1733 : 426-476-574-581-587-564-577-744-795-836-1173-960-872-2025. L'indice de l'année 1730 atteint 4,396; celui de 1733 6,589 seulement. C'est que la moyenne de référence est passée de 616 à 769, et l'écart-type de 126,7 à 190,6.

² Cette idée nous a été suggérée par un étudiant de l'Université de Montréal, M. Yves Landry.

Par contre, il présente deux inconvénients apparents :

- la base de référence est étroite,
- il peut être perturbé par la proximité d'une autre crise.

En ce qui concerne la base de référence, nous avons fait une expérience d'élargissement pour les statistiques de décès de personnes âgées de 5 ans et plus dans les paroisses rurales du Bassin Parisien ¹ en 1691-1695. On trouvera ci-dessous les indices calculés sur la base de 10 années encadrantes; puis de 12, puis de 14. (Les trois années centrales n'ont jamais été prises en compte pour le calcul de la moyenne ni de l'écart-type).

	Indice calculé sur la base		
	des 10 années encadrantes	des 12 années encadrantes	des 14 années encadrantes
1691	0,148	0,261	0,353
1692	0,441	0,493	0,545
1693	3,452	3,786	3,676
1694	8,079	8,723	9,330
1695	0,634	0,772	0,903

Comme on le voit, l'élargissement de la base de référence n'apporte pas de modification sensible de l'indice, ni surtout d'amélioration. Par contre cet élargissement augmente beaucoup les chances de tomber sur une autre crise, qui, en faisant monter la moyenne et l'écart-type, risque d'abaisser le numérateur par rapport au dénominateur, et donc d'affaiblir artificiellement l'indice.

Théoriquement, on pourrait réduire ce risque en faisant le calcul sur une série tronquée, par exemple en prenant douze années encadrantes et en éliminant les deux

¹ Il s'agit de paroisses de l'échantillon de l'I.N.E.D., dont les feuilles de relevé m'ont été obligeamment communiquées par MM. Blayo et Henry. Le nombre annuel des décès, complété par interpolation, y prend les valeurs suivantes de 1683 à 1703 : 833-1059-1116-884-870-927-1012-883-1220-1256-1530-2501-1165-702-744-616-867-906-1001-799-793.

qui présentent la plus forte mortalité. C'est ainsi que, dans la statistique suivante, concernant les décès ruraux du pays nantais ¹, les crises de 1578 et 1587 n'"émergent" pas, à cause de l'énorme mortalité des années 1580-1584, qui pèse trop lourd sur le calcul de la moyenne et de l'écart-type. En prenant pour base de référence une série tronquée, on réduit sensiblement le biais; l'intensité des deux crises semble mieux mesurée :

Années	Nombre de décès	Indice simple (fondé sur 10 années encadrantes)	Indice corrigé (fondé sur 10 des 12 années encadrantes)
1578	1397	0,738	1,784
1579	678	- 0,754	- 0,665
1580	1371	0,746	2,505
1581	1096	0,144	0,968
1582	1357	0,714	1,890
1583	1370	1,387	2,553
1584	1990	3,178	3,503
1585	779	- 0,882	- 0,882
1586	916	- 0,753	- 0,448
1587	1322	0,179	0,782

Avec cette technique, les crises de 1578 et de 1580 apparaissent mieux, mais le hasard n'est pas éliminé : avec 1397 morts, l'année 1578 conserve un indice bien inférieur à celui de 1580; avec 1322 morts, 1587 n'atteint pas l'indice de 1581 (1096 sépultures). En outre, cette manière de faire présente un inconvénient majeur : en réduisant l'écart-type, elle fait artificiellement bondir l'indice à la moindre poussée de mortalité, en particulier dans les petites paroisses. Enfin, le calcul devient plus compliqué. C'est pourquoi, dans la suite de mes recherches, j'ai préféré m'en

¹ Voir note 3. On a reconstitué la statistique des décès de 1571 à 1594 à partir des données paroissiales publiées par A. Croix: 657-756-956-666-478-733-639-1397-678-1371-1096-1357-1990-779-916-1322-673-632-742-1449-1711-1339-550.

tenir à la solution la plus simple : prendre comme base de référence les dix années antérieures.

4. L'intensité étant ainsi mesurée, il reste à définir le seuil au delà duquel une poussée de mortalité doit être qualifiée de crise. Après avoir examiné plus de cent statistiques paroissiales, régionales ou nationales, je trouve acceptable d'appeler années de crise celle dont l'indice dépasse la valeur 1, ce qui signifie que la différence entre D_x et M_x (écart absolu par rapport à la moyenne des 10 années précédentes) dépasse l'écart-type calculé sur ces mêmes dix années.

Ainsi, dans la série suivante, concernant les Pays-Bas de 1850 à 1859, les années 1858 et 1859 méritent d'être qualifiées de crise, mais non l'année 1855 :

Années	Nombre de décès (en milliers)	Indices
1850	67,6	- 1,039
1851	68,9	- 0,920
1852	74,6	- 0,412
1853	77,4	- 0,140
1854	76,5	- 0,319
1855	90,2	0,987
1856	76,1	- 0,616
1857	87,6	0,655
1858	91,9	1,272
1859	103,1	2,395

Pour les crises "à cheval" sur deux années, on propose de définir leur intensité en additionnant les indices, et en soustrayant 1 du résultat. Par exemple, pour la crise de 1858-1859 aux Pays-Bas, l'indice de 1858 étant de 1,272 et celui de 1859 de 2,395, on propose de retenir pour l'ensemble de la crise : $1,272 + 2,395 - 1 = 2,667$.

De même, pour les crises étalées sur 3 ans, on peut additionner les 3 indices, et soustraire le chiffre 2. Par exemple pour la crise en 1847, 1848 et 1849 en France,

l'indice prend la valeur suivante :

$$1,585 + 1,223 + 5,399 - 2 = 6,207.$$

5. L'intensité d'une crise, mesurée par l'indice, augmente beaucoup plus vite que le nombre absolu des décès. Par exemple, pour la crise de 1691-1694 dans les paroisses rurales du Bassin Parisien, l'indice atteint 10, 0.42, alors que l'excédent des décès, pour l'ensemble de ces quatre années n'a été que de 63 % par rapport à la moyenne des dix années précédentes.

De même pour la crise de 1687-1688 au Canada français¹, l'indice atteint 11,313, alors que les décès (744 en deux ans) n'ont dépassé la moyenne antérieure (114,5) que de 225 %.

Comme d'autre part, l'exactitude de la mesure est affectée par la conjoncture précédente, et qu'on ne peut trop se fier à sa précision apparente, je propose de passer pour la classification des crises, à une échelle de magnitude ne comportant que quelques degrés :

- la magnitude 1 (crise mineure) correspondrait aux intensités comprises entre 1 et 2,
- la magnitude 2 (crise moyenne) aux intensités supérieures à 2 et inférieures à 4.
- la magnitude 3 (forte crise) aux intensités comprises entre 4 et 8;
- la magnitude 4 (crise majeure) aux intensités comprises entre 8 et 16,
- la magnitude 5 (super-crise) aux intensités allant de 16 à 32,
- la magnitude 6 (catastrophe) aux intensités supérieures à 32.

A) Exemples de crises de magnitude 1 (crises mineures) :

Dans une petite paroisse : Anetz (Loire-Atlantique) en 1585².

¹ Statistique publiée dans le *Recensement du Canada 1870-1871*, vol. V, p. 162.

² Statistique dans A. Croix, *op. cit.*, p. 230-231.

Série annuelle (1575-1585) : 8-12-17-23-14-10-16-15-17-16-22.
Intensité = 1,814.

Dans un ensemble régional : la population catholique de la province de Québec en 1791.

Série annuelle (1781-1791) : 2847-2727-2920-5824-3034-3675-3270-3628-3480-4212-4671.
Intensité : 1,277.

Dans un ensemble national : Angleterre et Pays de Galles en 1886.

Série annuelle, en milliers de décès (1876-1886) : 510-501-540-526-528-492-517-523-531-522-537.
Intensité : 1,315.

B) Exemples de crises de magnitude 2 (crises moyennes) :

Dans une petite paroisse : Grosage en 1678 ¹.
Série annuelle (1668-1678) : 9-7-11-8-16-12-6-9-11-9-18.
Intensité : 2,77.

Dans un ensemble régional : un échantillon de paroisses rurales du Bassin Parisien en 1708-1710 (voir note 1 page 8).
Série annuelle (1698-1710) : 1028-1469-1582-1936-1402-1393-1628-1904-1756-1756-1861-2219-2035.
Intensité : 3,106.

A l'échelle nationale : le Danemark en 1812 ².
Série annuelle, en milliers de décès (1802-1812) : 21,7-21,2-22,6-23,3-21,7-22,4-24,9-24,8-22,6-21,4-27,2.

C) Exemples de crises de magnitude 3 (fortes crises) :

Dans une petite paroisse : la Chapelle d'Aligné en 1691-1692 ³.

¹ P. Bauwens, "La population des paroisses de Chièvres et de Grosage aux XVII^e et XVIII^e siècles (1607-1798)", *Annales du Cercle Royal d'Histoire et d'Archéologie d'Art et de la région, et Musées Athois*, XLII (1967-1969).

² D'après H. Gille, "The demographic history of the northern European countries in the eighteenth century", *Population studies*, III, I (juin 1949).

³ Statistique dans F. Lebrun, *La mort en Anjou aux 17^e et 18^e siècles*, Mouton, Paris-La Haye, 1971.

Série annuelle (1681-1692) : 71-63-37-66-52-51-83-67-51-47-112-87.

Intensité : 4,318.

Dans un ensemble régional : le pays Nantais en 1578 ¹.

Série annuelle (1568-1578) : 522-656-811-657-756-956-666-478-733-639-1397.

Intensité : 5,44.

D) Exemples de crises de magnitude 4 (crises majeures)

Dans une petite paroisse : Fumichon (généralité d'Alençon) en 1692-1694.

Série annuelle (1683-1694) : 18-8-8-6-7-5-0-6-2-1-16-14-44.

Intensité : 9,518.

Dans un ensemble régional : la crise de 1727-1731 au Canada français (voir note 1 page 11).

Série annuelle (1717-1731) : 631-487-433-426-476-574-581-587-564-577-744-795-836-1173-960.

Intensité : 9,963.

A l'échelle nationale : la Suède en 1772-1773 (voir note 2 page 12).

Série annuelle (1762-1773) : 607-642-534-546-497-513-548-550-531-568-764-1051.

Intensité : 10,601.

E) Exemples de crises de magnitude 5 (super-crisis)

Dans une petite paroisse : Maumusson (Pays nantais) en 1584 (voir note 1 page 4).

Série annuelle (1574-1584) : 19-9-6-3-25-7-8-14-8-4-146.

Intensité : 20,455.

Dans un ensemble régional : la région de Morley en 1587 ².

Série annuelle (1577-1588) : 452-409-383-449-323-450-357-463-499-1411.

Intensité : 18,55.

¹ Série reconstituée d'après les statistiques publiées par A. Croix, *op. cit.*

² Statistique dans M. Drake, "An elementary exercise in Parish register Demography", *Economic History Review*, 2nd Series, XIV, 2 (April 1962), p. 430.

A l'échelle d'une petite nation : l'Islande en 1784
(voir note 2 page 12).

Série annuelle (1774-1785) : 1258-1199-1220-1175-1274-1549-
1553-1891-1222-1227-5346-5626.

Intensité : 20,22.

F) Exemple de crise de magnitude 6 (catastrophe)

La Grande Peste de Londres en 1665 ¹.

Série annuelle (1655-1665) : 11348-13915-12430-14979-14720-
12668-16645-13640-12732-15443-97306.

Intensité : 172,78.

Pour savoir à quels prélèvements correspond cette échelle de magnitude, nous avons recours à des modèles de simulation de crises. Il s'agissait de calculer quelles intensités et quelles magnitudes auraient été atteintes s'il avait disparu 10 %, 20 %, ou même 50 % de telle ou telle population. Comme il eût été périlleux de définir arbitrairement moyennes et écarts-types, nous sommes partis de situations réelles. Voici, par exemple, la crise de 1746 à Bourg d'Oisans ² : le nombre des décès, qui était de 47,8 en moyenne pour les années 1736-1745 (écart-type : 9,88) passe à 113, ce qui correspond à une crise d'indice 6,6 et de magnitude 3.

Comme la population de la communauté était de 1500 habitants environ, il est facile de calculer quelle aurait été l'intensité de la crise si le nombre des décès avait atteint 150. On trouve

$$I = \frac{150 - 47,8}{9,88} = 10,34$$

Avec un prélèvement de 20 %, on trouve une intensité de 25,52 et une magnitude de 5.

Avec 30 %, l'intensité aurait été de 40,71 et la magnitude de 6.

Avec 50 %, intensité de 71,07.

¹ Données dans John Graunt - *Natural and Politic Observations* et dans C. Creighton, *A history of epidemics in Britain*. A.D. 664-1866. Crambridge 1891-1894.

² Gaël Olivier, *Le Bourg d'Oisans 1692-1792 - Etude démographique*. Mémoire de l'Université des Sciences Sociales de Grenoble, février 1974.

Pour la ville de Paris (crise de 1731), on a la série suivante : 15822-15378-19900-19573-17868-18752-18952-16686-19598-17283-20620. L'intensité est de 1,70 , et la magnitude de 1.

Sur la base d'une population évaluée à 500 000 âmes, voici ce qu'auraient donné des mortalités de 10 %, 20 %, 30 % et 50 %.

Mortalité	Intensité	Magnitude
10 %	20,68	5
20 %	52,98	6
30 %	85,28	6
50 %	149,88	6

Reprenons l'expérience pour la France rurale à l'occasion de la crise de 1779. Cette année-là, le nombre des décès atteint 9163 pour l'échantillon de l'I.N.E.D. et l'intensité 3,849. Sur la base d'une population totale de 20 millions d'habitants pour l'ensemble des paroisses rurales, donc 200 000 dans le cadre du sondage, et compte tenu d'un sous-enregistrement des décès de 10 %, des prélèvements de 10 %, 20 %, 30 % et 50 % donneraient les résultats suivants :

Mortalité	Intensité	Magnitude
10 %	18,45	5
20 %	48,20	6
30 %	77,95	6
50 %	137,45	6

On trouve donc, pour des prélèvements relatifs équivalents, des intensités et des magnitudes différentes en fonction de l'effectif des populations concernées, ce qui semble absolument normal. [Il reste maintenant à utiliser cet instrument pour l'analyse des crises locales dans un ensemble régional; puis des crises régionales dans un ensemble national, et enfin des crises nationales dans un ensemble continental].

II. CRISES LOCALES, CRISES REGIONALES, CRISES NATIONALES, CRISES CONTINENTALES

La lecture des dizaines des monographies de paroisses déjà menées à bien en France laisse une impression d'extrême confusion en ce qui concerne la chronologie des crises. Sans doute certaines dates reviennent-elles fréquemment: 1636-1661-1693-1709-1740-1795-1832-1848-1871; mais il y a des villages où elles n'apparaissent pas du tout, surtout pour les plus anciennes de ces crises. En revanche, chaque étude propose une chronologie particulière, au point que, pour un historien-compileur, toutes les années sans exception depuis l'origine de l'état-civil pourraient passer pour années de crise.

Si tous les villages et toutes les villes du monde avaient fait l'objet d'une monographie, ou si l'on avait seulement un échantillon représentatif des villages d'Europe, chaque année pourrait être caractérisée par la fréquence de ses mortalités, et l'on pourrait même esquisser une géographie historique des crises de mortalité.

Malheureusement, nous n'en sommes pas là, et l'analyse doit se borner aux ensembles statistiques pour lesquels l'on dispose à la fois de quelques données de base et de leur récapitulation à l'échelle régionale, ou nationale. Dans le cas présent, nous avons décidé de tenter d'analyser l'articulation des crises :

- dans le pays nantais à la fin du XVI^e siècle, avec comparaison de quelques séries locales et de la série régionale reconstituée ¹;
- dans les paroisses rurales du Bassin Parisien de 1677 à 1714;
- dans l'ensemble de la France rurale de 1746 à 1783, d'après l'enquête de l'I.N.E.D. (Seuls les décès des communes rurales sont reclassés par régions);
- pour l'Europe entière, sur base des statistiques disponibles antérieures à 1914.

¹ Légende du tableau :

1 - Anetz	8 - Guenrouet
2 - Besle	9 - MARSAC
3 - La Chapelle-Basse-Mer	10 - Maumusson
4 - Chateaubriant	11 - Montrelais
5 - Couëron	12 - Pannecé
6 - Couffé	13 - Saint-Brévin
7 - Fégréac	14 - Saint-Mars-du-Désert

Comme il était impossible de publier les milliers de chiffres analysés, on s'est borné dans chacun des cas à dresser un tableau résumé où les crises ne sont indiquées que par leur magnitude. Dans les deux premiers cas, toutes les paroisses ne sont pas représentées, mais seulement celles qui fournissent en moyenne une dizaine de décès au moins par an.

1. Les paroisses rurales du pays Nantais de 1576 à 1600

Dans son livre sur Nantes et le pays nantais au XVI^e siècle (voir note 1 page 4), A. Croix a publié 18 séries de décès concernant des paroisses rurales du pays nantais. Sur ces bases, on a pu reconstituer, par interpolation, une statistique globale pour la période 1567-1600, ce qui permet le calcul des indices à partir de l'année 1577. Pour cette période, caractérisée par des crises de mortalité intenses et répétitives, quatorze séries paroissiales se prêtent à la comparaison. Sur le tableau ci-dessous, les chiffres indiquent les magnitudes atteintes, la lettre X signale les années pour lesquelles les lacunes rendent le calcul impossible; la lettre C indique l'étalement de la crise sur les années encadrantes ¹.

On voit qu'il n'y a pas correspondance exacte entre crises locales et crises régionales, mais, comme la statistique globale inclut des paroisses qui ne figurent pas dans le tableau, on peut considérer l'approximation comme satisfaisante. On distingue une première période de crise (1578-1584) avec des paroxysmes, suivie d'une petite poussée de mortalité en 1587, d'une autre plus forte en 1590-1592 et d'une troisième en 1595-1597.

Dans le détail, la répartition est la suivante :

- 184 années sans crise
- 8 crises de magnitude 1, étalées sur 9 ans
- 18 crises de magnitude 2, étalées sur 27 ans
- 4 crises de magnitude 3, étalées sur 8 ans
- 3 crises de magnitude 4, étalées sur 44 ans
- 1 crise de magnitude 5, (1 an).

Au total : 49 années de crise sur 233 (21 %).

¹ Légende du tableau :

- | | |
|---------------------------|---------------------------|
| 1 - Anetz | 8 - Guenrouet |
| 2 - Besle | 9 - MARSAC |
| 3 - La Chapelle-Basse-Mer | 10 - Maumusson |
| 4 - Chateaubriant | 11 - Montrelais |
| 5 - Couëron | 12 - Pannecé |
| 6 - Couffé | 13 - Saint-Brévin |
| 7 - Fégréac | 14 - Saint-Mars-du-Désert |

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	Ensemble
1577	X				X	X				X	X	X	X	X	3
1578	X			1	X	X			2	X	X	X	X	X	
1579		C			X	X			C	X	X	X	X	X	
1580		3	1	1	X	X	2	2		X	2	X	X	X	2
1581					X	X		C	1			X	X	X	
1582			4	3		X		C	C			X	X		
1583					2	X					4	X	X	C	C C 2
1584				4		X				5	C	X	X	2	
1585	1					X						X	X		
1586						X						X	X	2	
1587	3					X					1	X	X		
1588												X	X		
1589			X		X							X			C 2 2
1590		2	X		X									2	
1591		C	X		X	2		2	3				2		
1592	2		X		X	C		X	C		1		C		1
1593	C		X		X			X			X				
1594	X		X		X			X			X				
1595	X	2	X	2	X		C	X			X		1		1
1596	X		X		X		C	X			X				
1597	X		X	2	X		3	X			X	2	2		
1598	X		X		X			X			X				
1599	X		X		X			X			X				
1600	X		X		X			X			X				

2. Les paroisses rurales du Bassin Parisien de 1681 à 1720

Il s'agit des paroisses de l'échantillon de l'enquête de l'I.N.E.D. dont les statistiques sont disponibles. Ici encore, on a reconstitué par interpolation une série complète¹.

Les signes utilisés sont les mêmes que dans le tableau précédent (les chiffres indiquent les magnitudes; X = lacune, C = années touchées par la crise).

Ici, la série globale reflète très bien ce qu'on peut observer graphiquement au niveau des paroisses : une première crise très grave, qui s'amorce dès 1691 et culmine en 1694. Après une longue période de rémission, la mortalité revient à la charge à partir de 1705, ce qui se traduit par une nouvelle crise, moins grave que la première, en 1708-1710 1710; la situation cette fois, tarde à s'améliorer, et une dernière crise se produit en 1719-1720.

¹ Légende du tableau

- | | |
|---|--|
| 1 - Beaulandais (Intendance d'Alençon) | 26 - Villeneuve-sous-Dannartin (idem) |
| 2 - Fumichon (idem) | 27 - Cricquebeuf-sur-Seine (Intendance de Rouen) |
| 3 - La Motte-Fouquet (idem) | 28 - Marcilly-la-Campagne (idem) |
| 4 - Vijon (Intendance de Bourges) | 29 - Saint-Pierre-De-Corneilles (idem) |
| 5 - Anneville-en-Saire (Intendance de Caen) | 30 - Cuissela-Motte (idem) |
| 6 - Gauchy (idem) | 31 - Essonnes (idem) |
| 7 - Matougnes (Intendance de Châlons) | 32 - Bourneau (Intendance de Tours) |
| 8 - Beauvilliers (Intendance d'Orléans) | 33 - La Chapelle-Hulin (idem) |
| 9 - Dampierre (idem) | 34 - Chenu (idem) |
| 10 - Monteaux (idem) | 35 - Faveraye-Machelles (idem) |
| 11 - Sérís (idem) | 36 - Nyoiseau (idem) |
| 12 - Egry (idem) | 37 - Soeurdres (idem) |
| 13 - Annet (Intendance de Paris) | 38 - Voivres-lès-le-Mans (idem) |
| 14 - Bagneux-la-Fosse (idem) | 39 - Ensemble de l'échantillon de l'I.N.E.D. (avec interpolations) |
| 15 - Champigny (idem) | 40 - Crulai (voir note 1, p. 5) |
| 16 - Chaudon (idem) | 41 - Tourouvre-au-Perche (voir note 3, p. 4) |
| 17 - Grenevillers (idem) | 42 - La Chapelle-d'Aligne (voir note 3, p. 12) |
| 18 - Jouy-le-Comte (idem) | 43 - Le Loureux-Béconnais (voir note 3, p. 12) |
| 19 - Marseille-en-Beauvaisis (idem) | 44 - Saint Pierre-d'Anger (voir note 3, p. 12). |
| 20 - Maule (idem) | |
| 21 - Monthyon (idem) | |
| 22 - Rosny-sous-Bois (idem) | |
| 23 - Saint-Germain-sous-Doie (idem) | |
| 24 - Saint-Omer (idem) | |
| 25 - Sannois (idem) | |

[illegible]

Voici comment se présente le calendrier des crises paroissiales :

1681	:	5	paroisses touchées sur	24
1682	:	0	"	"
1683	:	0	"	"
1684	:	4	"	"
1685	:	3	"	"
1686	:	4	"	"
1687	:	4	"	"
1688	:	5	"	"
1689	:	2	"	"
1690	:	10	"	"
1691	:	15	"	"
1692	:	12	"	"
1693	:	22	"	"
1694	:	36	"	"
1695	:	4	"	"
1696	:	3	"	"
1697	:	1	"	"
1698	:	1	"	"
1699	:	4	"	"
1700	:	4	"	"
1701	:	7	"	"
1702	:	2	"	"
1703	:	3	"	"
1704	:	6	"	"
1705	:	16	"	"
1706	:	13	"	"
1707	:	17	"	"
1708	:	11	"	"
1709	:	23	"	"
1710	:	12	"	"
1711	:	4	"	"
1712	:	10	"	"
1713	:	3	"	"
1714	:	4	"	"
1715	:	3	"	"
1716	:	5	"	"
1717	:	1	"	"
1718	:	2	"	"
1719	:	16	"	"
1720	:	10	"	"

La répartition pour l'ensemble des 1594 paroisses-années est la suivante :

- 1287 années sans crise
- 79 crises de magnitude 1, étalées sur 86 ans
- 85 crises de magnitude 2, étalées sur 127 ans
- 41 crises de magnitude 3, étalées sur 78 ans
- 8 crises de magnitude 4, étalées sur 16 ans

Cette distribution est fort voisine de celle trouvée précédemment; on peut se demander si nous ne sommes pas en présence d'un modèle d'années noires, qui se caractériserait ainsi : une paroisse type subirait en cent ans de ce régime 5 crises de magnitude 1, d'une durée approximative de 3 à 4 mois (peu de crises à cheval sur deux années civiles); 6 crises de magnitude 2, se prolongeant en moyenne 6 à 7 mois; 3 crises de magnitude 3 et 1 crise de magnitude 4, dont la durée pourrait atteindre ou dépasser 1 an ¹.

En outre, l'examen du tableau nous donne de précieuses indications sur le mécanisme des crises : ni celle de 1693-1694 ni celle de 1709-1710 n'éclatent comme des coups de tonnerre dans un ciel serein : elles s'annoncent par des mortalités locales, la première dès 1690, la seconde à partir de 1705. On notera aussi que la plus terrible - qui atteint, pour l'ensemble des 38 paroisses de l'échantillon, la magnitude 4 - est suivie d'une longue rémission, alors que l'autre, dont la magnitude ne dépasse pas 2, est suivie, deux ans après, d'une nouvelle poussée de décès.

Il semble donc qu'on ait affaire à un mécanisme épidémique, avec des flux et des reflux (ces derniers étant probablement liés à des immunités acquises par une grande partie de la population), où les crises de subsistances ont joué un rôle aggravant.

3. Dix régions françaises de 1750 à 1792

A partir de 1740, nous disposons, grâce à l'obligeance de MM. Henry et Blayo, de la statistique des décès dans l'échantillon de l'enquête de l'I.N.E.D., pour l'ensemble

¹ Si l'on admet que les crises sont réparties de manière aléatoire tout au long de l'année (hypothèse d'ailleurs peu probable), on calcule aisément qu'il y a environ une chance sur dix pour que des crises de trois ou quatre mois influencent de manière significative les statistiques de décès de deux années civiles consécutives; une chance sur trois pour des crises de six à sept mois; par contre les crises atteignant ou dépassant un an doivent presque nécessairement s'étaler sur deux années civiles.

de la France. Malheureusement, en raison de la structure de l'échantillon (1 commune rurale sur cent, une petite ville sur 20, une ville moyenne sur 10), seuls les décès des communes rurales ont été ventilés par région.

Dans le tableau suivant, construit à l'image des précédents, figurent donc à la fois, les résultats pour l'ensemble de la France rurale (à l'exclusion de la Corse) et ceux du territoire national actuel ¹.

L'accord entre la statistique rurale et la statistique globale est parfait, comme on pouvait s'y attendre dans une France encore peu urbanisée; mais la correspondance est beaucoup moins évidente entre crises régionales et crises nationales; bien que quatre régions sur dix soient touchées en 1758, en 1765, en 1766, en 1773 et en 1783, l'intensité n'atteint pas le seuil de 1 pour l'ensemble du royaume. Par contre, on atteint le niveau critique en 1762 et en 1767, bien que trois régions seulement soient sérieusement touchées.

Toutefois, l'allure des séries "nationales" avec leurs six petites poussées isolées semble rendre assez bien compte du caractère de la période, où l'on n'enregistre pas de crises majeures.

¹ Légende du tableau :

- 1 - Région Bretagne-Anjou (Côtes du Nord, Finistère, Ille et Vilaine, Morbihan, Loire-Atlantique, Maine-et-Loire, Vendée).
- 2 - Région Maine-Normandie (Calvados, Eure, Manche, Mayenne, Orne, Sarthe, Seine maritime).
- 3 - Région Nord (Aisne, Ardennes, Somme, Nord, Pas-de-Calais).
- 4 - Région parisienne (Aube, Eure-et-Loir, Loiret, Marne, Seine, Seine-et-Marne, Seine-et-Oise, Oise, Yonne).
- 5 - Région de l'Est (Doubs, Jura, Haute Marne, Vosges, Meurthe et Moselle, Meuse, Moselle, Haute-Saône, Bas-Rhin, Haut-Rhin, Bel-fort).
- 6 - Région Rhône-Alpes (Ain, Côte d'Or, Loire, Nièvre, Rhône, Saône-et-Loire, Isère, Savoie, Haute-Savoie).
- 7 - Région du Midi Méditerranéen (Hautes-Alpes, Alpes-de-Haute-Provence, Alpes Maritimes, Ardèche, Aude, Bouches du Rhône, Drôme, Gard, Hérault, Pyrénées orientales, Var).
- 8 - Région Massif Central (Allier, Aveyron, Cantal, Corrèze, Creuse, Haute-Loire, Lot, Lozère, Puy-de-Dôme, Haute-Vienne).
- 9 - Région Aquitaine-Pyrénées (Ardèche, Gers, Gironde, Haute-Garonne) Landes, Lot et Garonne, Pyrénées atlantiques, Hautes Pyrénées, Tarn).
- 10 - Région Poitou-Charentes (Charente, Charente maritime, Cher, Deux-Sèvres, Dordogne, Indre, Indre et Loire, Loir-et-Cher, Vienne).
- 11 - France rurale (sauf la Corse)
- 12 - Ensemble du territoire actuel.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1750												
1751												
1752												
1753									1			
1754												
1755	1											
1756												
1757												
1758	3				C	C	1					
1759	C			2	2	2		3	1	1	2	2
1760			1	C				C				
1761	1	C			C		1	C		C	1	1
1762		C			1					2	C	C
1763		2						1		C		
1764							3					
1765					1		C		1	C		
1766		C		1					C	C		
1767		2						2		2	1	1
1768												
1769												
1770												
1771												
1772	3		2		1	1		C	3		1	1
1773	C					C		1	C			
1774	C											
1775					2	1						
1776												
1777					1							
1778			C									
1779	3	2	2	C	2	1		C		3	2	2
1780				3				1		C		
1781		C		C						C		
1782		3	C	C		C		1		C	1	1
1783			2	C	1	2						
1784			C			C						
1785		2			1							
1786								1	1			
1787								C				
1788												
1789									C			
1790									C			
1791			1					1	4			
1792									C	1		

La répartition, pour l'ensemble des 430 années-régions est la suivante :

- 337 années sans crise
 - 28 crises de magnitude 1, étalées sur 34 années civiles
 - 16 crises de magnitude 2, étalées sur 31 années civiles
 - 9 crises de magnitude 3, étalées sur 4 années civiles.
- Au total, 93 années de crise sur 430 (21,6 %).

Par rapport à la période précédente, on constate que la fréquence des crises n'a pas diminué, mais que leur intensité est moindre : plus de la moitié n'atteignent que la magnitude 1. On peut donc parler de crises "larvées" comme l'avaient bien vu J. Meuvret et P. Gouvert. Les années 1750-1752, 1756-1757, 1768-1771, 1776 et 1778 semblent avoir été particulièrement favorables.

4. Crises nationales et crises européennes

Les statistiques annuelles de décès ne sont disponibles qu'assez tardivement. Voici à quelles dates commencent les séries que nous avons pu rassembler :

1645	Québec (baptêmes catholiques)
1722	Finlande (d'après H. Gille, voir note 2, p. 12)
1735	Norvège, Danemark et Islande (idem)
1736	Suède (idem)
1780	Angleterre et Galles (sépultures)
1801	France (Statistique Générale)
1820	Autriche (Cisleithanie)
1830	Belgique
1839	Pays-Bas
1841	Empire Allemand
1855	Ecosse
1856	Espagne
1859	Roumanie
1861	Russie
1862	Serbie
1863	Italie
1864	Grèce et Irlande
1870	Suisse
1876	Hongrie (Transleithanie)
1886	Portugal
1888	Bulgarie

On a donc décidé de présenter deux tableaux, l'un pour les statistiques de l'Europe du Nord au XVIIIe siècle, en y joignant celles du Québec et celles de l'enquête de l'I.N.E.D. jusqu'en 1792; l'autre pour la période 1830-1914, en éliminant les séries du début du XIXe siècle, qui semblent sujettes à caution ¹.

Il n'y a qu'exceptionnellement correspondance entre les crises canadiennes et les crises scandinaves (sauf en 1755-1758, 1773 et 1784) et même entre celles-ci et les crises françaises (sauf en 1762-1763 et 1772); toutefois, les statistiques de décès montrent que tous les pays, à l'exception du Québec, ont connu une très forte mortalité dans les années 1737-1743 (pour lesquelles, on n'a pu calculer les indices, faute de base de référence).

Pour l'ensemble des 398 données annuelles disponibles on relève :

- 309 années sans crise
- 14 crises de magnitude 1, étalées sur 15 ans
- 15 crises de magnitude 2, étalées sur 22 ans
- 13 crises de magnitude 3, étalées sur 30 ans
- 5 crises de magnitude 4, étalées sur 20 ans
- 1 crise de magnitude 5, étalée sur 2 ans.

Au total, 89 années de crise (22,4 %).

On voit que les crises ne sont ni moins fréquentes ni moins graves que dans les ensembles précédemment étudiés.

¹ Légende du premier tableau :

- 1 - Finlande
- 2 - Suède
- 3 - Norvège
- 4 - Danemark
- 5 - Islande
- 6 - Ensemble des pays nordiques
- 7 - France, d'après l'enquête de l'I.N.E.D.
- 8 - Québec

	1	2	3	4	5	6	7	8
1732	1	X	X	X	X	X	X	
1733		X	X	X	X	X	X	3
1734		X	X	X	X	X	X	
1735	C	X	X	X	X	X	X	
1736	C	X	X	X	X	X	X	
1737	4	X	X	X	X	X	X	
1738	C	X	X	X	X	X	X	
1739	C	X	X	X	X	X	X	
1740	C	X	X	X	X	X	X	
1741		X	X	X	X	X	X	
1742	1	X	X	X	X	X	X	
1743		X	X	X	X	X	X	
1744		X	X	X	X	X	X	2
1745		X				X	X	
1746							X	C
1747							X	C
1748				2			X	3
1749							X	C
1750								C
1751								
1752					C			
1753					C			
1754	3				C			
1755	C	C		C	C			C
1756	C	C		2	C			C
1757		C			C			C
1758		3		1	4	2		3
1759							2	
1760								
1761								
1762		C	C			C	1	
1763	3	2	4	3		3	C	
1764								
1765								2
1766								
1767							1	
1768								
1769								C
1770								2
1771								
1772		C				C	1	
1773		4	3	1		3		1
1774								
1775								
1776	3							3
1777	C							C
1778								
1779				1	C		2	
1780					C			
1781	1				4			
1782							1	
1783	3							
1784		2			5			3
1785	1	C	3		C			
1786				2				
1787								
1788	C							
1789	3	2	1			2		
1790	C	C						
1791								1
1792								
1793							X	
1794							X	
1795							X	C
1796							X	C
1797							X	2
1798					2		X	
1799				2			X	

Voici maintenant ce qu'on observe de 1830 à 1914 ¹ :

Sur l'ensemble des 1221 données annuelles disponibles, on relève :

- 940 années sans crise
 - 51 crises de magnitude 1, étalées sur 59 ans
 - 48 crises de magnitude 2, étalées sur 83 ans
 - 37 crises de magnitude 3, étalées sur 106 ans
 - 11 crises de magnitude 4, étalées sur 33 ans
- Au total, 281 années de crise (23 %).

Cette répartition n'est pas significativement différente des précédente, ce qui tend à prouver deux choses :

1. L'instrument de mesure que nous avons proposé est indépendant du niveau général de la mortalité. Il convient donc bien à l'analyse de ces accidents que sont les crises de mortalité.
2. Jusqu'à une époque relativement récente, la mortalité a conservé une allure cyclique. Toutefois, si l'on décompose les résultats par périodes, on constate un changement radical après la crise de 1888-1893. Pour la période 1830-1893, la fréquence des années de crise est de 29,3 % (fréquence particulièrement élevée, qui s'explique par les épidémies de choléra et aussi par le fait que la durée moyenne des crises mesurée dans le cadre national a tendance à s'allonger). Pour les années 1894-1914, elle n'est plus que de 9,9 %; en éliminant l'Europe orientale et, en Europe occidentale, les débuts de la guerre de 1914, on tomberait même à 7,1 %.

¹ Légende du tableau

- | | |
|--|-------------------------------|
| 1 - Québec (baptêmes catholiques, jusqu'en 1875) | 12 - Empire allemand |
| 2 - Finlande | 13 - Suisse |
| 3 - Suède | 14 - Autriche (Cisleithanie) |
| 4 - Norvège | 15 - Hongrie (Transleithanie) |
| 5 - Danemark | 16 - Italie |
| 6 - Angleterre et Galles | 17 - Grèce |
| 7 - Ecosse | 18 - Serbie |
| 8 - Irlande | 19 - Roumanie |
| 9 - Pays-Bas | 20 - Bulgarie |
| 10 - Belgique | 21 - Russie |
| 11 - France | 22 - Europe du Nord Ouest |
| | 23 - Europe du Sud Ouest |
| | 24 - Europe orientale |

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
1830	C	C																						
1831	C	C																						
1832	4	C	1	C	C																			
1833				C																				
1834	1		1	3																				
1835																								
1836																								
1837				1																				
1838																								
1839				2																				
1840																								
1841																								
1842																								
1843																								
1844														1										
1845																								
1846	3	1	C																					
1847	C		2																					
1848				2																				
1849	1																							
1850																								
1851																								
1852																								
1853																								
1854																								
1855																								
1856																								
1857																								
1858																								
1859																								
1860																								
1861																								
1862																								
1863																								
1864																								
1865																								
1866																								
1867																								
1868																								
1869																								
1870																								
1871																								
1872																								
1873																								
1874																								
1875																								
1876																								
1877																								
1878																								
1879																								
1880																								
1881																								
1882																								
1883																								
1884																								
1885																								
1886																								
1887																								
1888																								
1889																								
1890																								
1891																								
1892																								
1893																								
1894																								
1895																								
1896																								
1897																								
1898																								
1899																								
1900																								
1901																								
1902																								
1903																								
1904																								
1905																								
1906																								
1907																								
1908																								
1909																								
1910																								
1911																								
1912																								
1913																								
1914																								

CONCLUSION

Il semble donc que la fin du XIXe siècle ait marqué un tournant décisif dans l'histoire des crises de mortalité. Les progrès réalisés antérieurement dans la lutte contre la mortalité en avaient seulement réduit le niveau général, sans modifier son caractère cyclique. Ces cycles, observables au niveau national aussi bien qu'au niveau régional et local, se traduisaient approximativement, en cent ans, par cinq crises de magnitude 1, d'une durée approximative de 3 à 4 mois; cinq crises de magnitude 2, d'une durée approximative de 6 à 7 mois; trois crises de magnitude 3, et une crise de magnitude 4, dont la durée pouvait atteindre ou dépasser un an; au total, les statistiques des décès se trouvaient gonflées une année sur cinq par des crises.

La périodicité de ces crises, qui n'était pas tout à fait aléatoire, leur extension géographique, qui n'était pas aussi mécanique que ce qu'on aurait pu attendre d'un accident météorologique, et leur disparition progressive après ce qu'on a appelé la "révolution pastorienne" nous incitent à penser qu'elles étaient essentiellement de nature épidémique.

SOME AGE STRUCTURAL CONSEQUENCES OF MORTALITY VARIATIONS IN PRE-TRANSITIONAL ICELAND AND SWEDEN

Hans-Oluf HANSEN

Institute of Statistics
University of Copenhagen

The aim and scope of this work is to summarize some levels and age-patterns of human mortality typically related with demographic crises in Nordic societies prior to the demographic transition. Due to editorial restrictions as to the space that can be allotted to each article, the age-structural consequences of crisis and after-crisis mortality will be demonstrated by a mainly empirical method. Since relevant statistical information from the era of uncontrolled mortality is available for Iceland and Sweden, the analysis will be concentrated on these countries. The biggest mortality crisis on statistical record in the two populations occurred in Iceland c. 1784-86. As the changes of mortality and the related empirical aging phenomena are particularly pronounced for Iceland during and after this calamity, the period from 1785 to 1801 will be subject to a special treatment. Some empirical demonstrations of changes in the levels and age patterns of mortality and empirical aging at the national level in Sweden during 1749-1860 (1965) and in Iceland during 1840-1970 will serve as the background of this analysis.

I. The growth and structure of human populations on the eve of the demographic transition is particularly well evidenced in Iceland and Sweden. For Sweden, detailed (though mainly unpublished) vital statistics are available from 1749 at all administrative levels. For Iceland, life tables may be calculated for regular periods after 1840. In the five Nordic countries, annual crude birth and death rates are available since 1735 at national levels. Though the notion of demographic transition may be irrelevant as a conceptualization of the on-going population change in many

contemporary developing countries, this concept none the less may serve as a relevant description of the population development in the Nordic countries during the past two centuries. In this part of the world, population and social change has been closely related to industrialization and economic growth. The crude rates for Denmark, Sweden and Iceland (fig. 1) present the traditional phases of the demographic transition. Whereas the general decrease of mortality started at different points of time in the three countries, viz. in the 1790's, in the first decade of the 19th century and in the 1860's, a long-term decrease of marital fertility is evident in these populations from the 1880's. The last-mentioned change did not have a bearing on the crude birth rates until 1900. Following the traditional pattern of change, the early stage of the demographic transition is characterized by falling and damping waves of mortality. The main emphasis of this work is on the 18th (Sweden and Iceland) and the 19th (Iceland) centuries, i.e. on the period prior to the demographic transition.

The problem of correctly identifying demographic crises due to changes of mortality is not a major concern of this study. Only the biggest disasters will be considered. When annual birth and death rates are available, a simple working definition of *demographic crisis* may be periods when the death rates are higher than the birth rates. The crude birth rate was manifestly surpassed by the death rate in Sweden in 1743, 1772-73, and 1809. Compared to the crises in pre-transitional Iceland, the demographic crises in Denmark and Sweden in the 18th century may only be called minor disturbances. According to historical annalists, one third of the Icelandic population was wiped out by smallpox in 1707-08.¹ Measles took a heavy toll around the year 1756, when the crude death rate went up to 78 per 1000. Fall-out of volcanic eruptions in 1783 led to famine through the poisoning of the soil and hunger diseases and smallpox reached epidemic proportions in 1784-85. Around 1785 the crude death rate amounted to some 126 deaths per 1000 mean population. In 1843 and 1846 the crude death rate went up to 55 per 1000 and in 1860 to 48 per 1000. This level was reached for the last time in 1882 with a death rate equal to 46 per 1000. Between these major disturbances smaller crises occurred very frequently in Iceland prior to the 1880's.

¹ According to the parish register of Reykholt 908 persons died in the counties of Borgarfjardar and Kjosar in 1707. In 1703 the total population in the two counties amounted to 3356 persons. If the regional population is assumed to be constant during the 1703-07 period the crude death rate would be 270.6 per 1000.

The first three modern censuses in Iceland were taken in the 18th century, namely around 1703, in 1729 (only three counties), and around 1785. Census statistics from these enumerations have been published by the Statistical Bureau of Iceland in 1960 and 1975.² Relevant mortality statistics for the construction of empirical life tables are available in Iceland since 1768. However, the period from 1768 to 1801 presents very difficult heuristic problems. The fourth population census was taken in 1801. Empirical life tables can therefore be constructed for the census years 1785 and 1801 as well as for the inter-census period from 1786 to 1800. The tables can be calculated for each sex for ages 10 and over. Life expectancies at ages 0 and 10, based on empirical period life tables for each sex in Iceland and for Swedish females, are shown in tables 1 and 2 along with estimates of historical infant mortality. The Icelandic life expectancies for the year 1801 are probably overestimated by a few years due to minor omissions in the annual deaths for that year. These omissions, however, are likely to be mainly independent of age.

The dramatic variations of mortality indicated by the crude death rates in fig. 1 are supported by the life expectancies in tables 1 and 2. During the two five-year periods from 1771 to 1775 and from 1806 to 1810 which include the crises of 1772-73 and 1809, the expected average length of life at birth for Swedish females was reduced to 31.5 years and 34.0 years respectively. With the exception of the periods from 1791 to 1795 and from 1801 to 1805, the life expectancy at age 0 remained below 40 years before 1815. From 1816-20 to 1961-65 the longevity of Swedish females increased 33 years. In the same period female infant mortality went down from 162 per 1000 to 13 per 1000. After the mid-nineteenth century, female adult mortality shows a substantial decrease as well : since the 1840's the life expectancy has gone up some 16 years. The fall in infant mortality has been particularly great in the first half of the 20th century.

The life expectancies in tables 1 and 2 confirm that the level of mortality used to be much higher in Iceland than in Sweden in the 18th and 19th centuries. Iceland did not catch up with Sweden until the second decade of the 20th century. The Icelandic life expectancies at age 0 for each sex doubled during the period from 1860 to 1960. In the same period the

² *Manntalid 1703* (Population census 1703), Hagstofa Islands (The Statistical Bureau of Iceland), Reykjavik (1960). Hans-Oluf Hansen, *Manntal 1729 í þremur sýslum* (Population census 1729 in three counties), ed. by Hagstofa Islands, Reykjavik (1975). The number of females observed in the ages 40-49 at the census in 1785 was 2637. An aggregate population enumeration covering all Iceland was undertaken on Aug. 15, 1769.

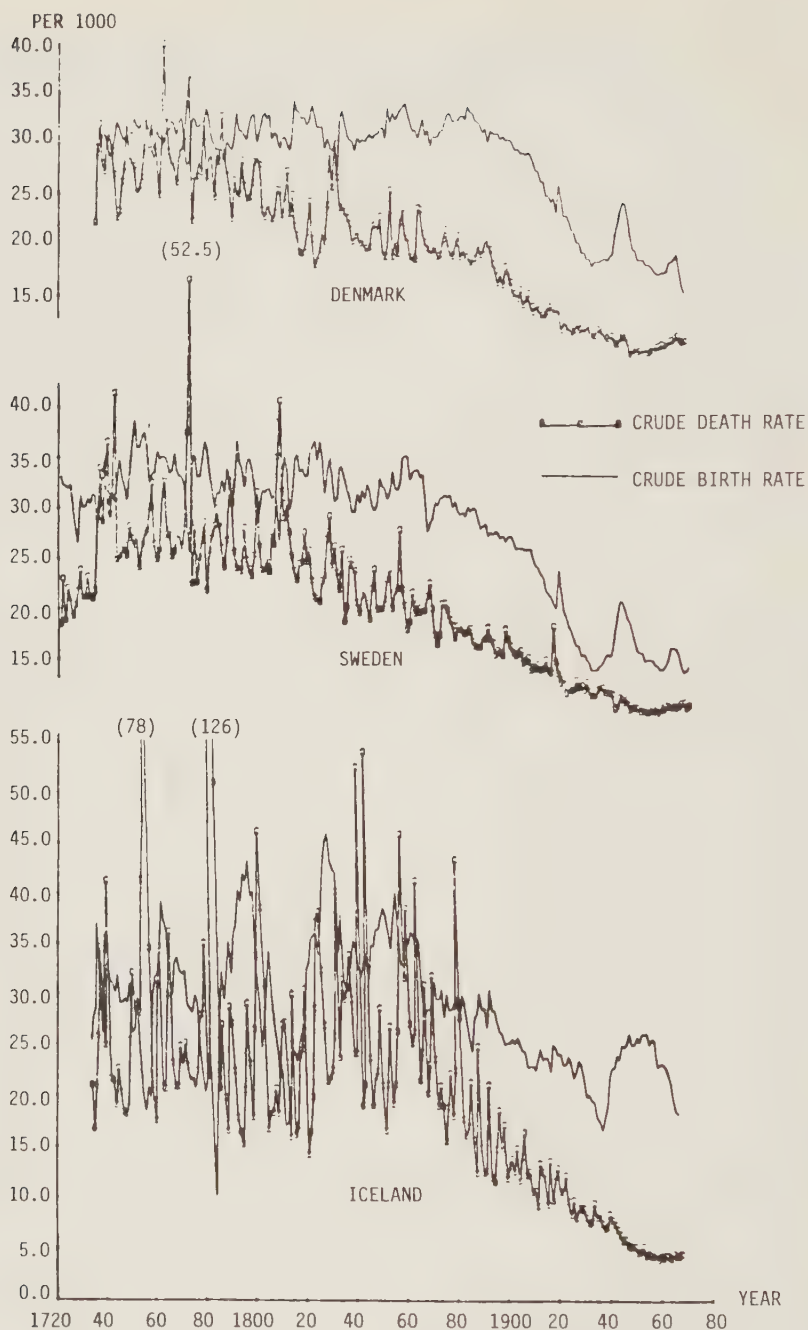


FIGURE 1

The Demographic Transition in Denmark, Sweden, and Iceland

TABLE 1

Life expectancies at ages 0 and 10 and infant mortality (${}_1q_0$) according to Icelandic period life tables 1785-1960 *

Period	Males			Females		
	e_0	e_{10}	${}_1q_0 \cdot 10^3$	e_0	e_{10}	${}_1q_0 \cdot 10^3$
1785		10.9	945.5		15.0	934.9
1786-1800		42.0			47.0	
1801		51.1	249.2		56.9	235.9
1840-1844	32.3	41.4	319.0	37.3	45.6	278.7
1845-1849	29.9	44.5	376.9	33.7	47.4	331.8
1850-1854	36.8	46.0	245.1	42.5	51.9	107.8
1855-1859	19.6	40.8	259.3	34.6	48.2	239.2
1860-1869	29.7	38.2	270.9	35.5	44.8	231.8
1870-1879	35.5	42.6	197.1	41.2	49.3	177.9
1880-1889	35.8	43.2	211.0	39.6	48.3	205.0
1890-1900	46.9	47.2	126.5	50.0	51.5	130.7
1901-1910	48.2	49.1	120.6	53.2	54.0	104.8
1911-1920	52.0	49.5	80.7	57.3	54.0	61.4
1921-1930	56.2	52.2	56.5	61.0	56.6	49.0
1931-1940	61.0	56.0	49.2	62.6	59.8	38.4
1941-1950	66.2	59.6	32.6	70.3	63.2	28.0
1951-1960	71.2	63.3	20.9	75.6	67.3	16.5
1961-1965	71.2	63.1	19.4	76.7	68.3	15.0
1966-1970	70.5	62.8	23.0	76.8	68.2	14.8

* Calculations based on unpublished age-specific death rates.

longevity at age 10 increased more than 20 years for each sex. A very substantial decrease of mortality has taken place in this population since the 1880's. The drop in infant mortality during the last decades of the 19th century is by far the largest on record in the Nordic countries. The level of mortality in contemporary Iceland ranges among the lowest in the world. During the period from 1840 to 1860, the Icelandic life expectancies were even higher than the Swedish.

TABLE 2

Life expectancy at ages 0 and 10 and infant mortality (${}_1q_0$)
according to Swedish period life tables for females 1751-1965 *

Period	e_0	e_{10}	${}_1q_0 \cdot 10^3$	Period	e_0	e_{10}	${}_1q_0 \cdot 10^3$
1751-1755	39.2	49.4	195.9	1841-1845	46.6	50.5	140.9
1756-1760	37.7	46.5	192.8	1846-1850	45.6	50.1	140.2
1761-1765	36.2	46.8	211.8	1851-1955	44.7	49.4	137.5
1766-1770	38.3	48.1	200.0	1856-1860	44.1	49.9	131.3
1771-1775	31.5	41.4	203.4	1861-1865	46.8	52.6	125.2
1776-1780	39.0	48.8	182.6	1866-1870	45.9	51.0	131.4
1781-1785	35.9	46.4	184.3	1871-1875	49.1	52.5	122.8
1786-1790	37.9	46.3	195.8	1876-1880	48.4	53.5	115.6
1791-1795	40.5	48.2	180.4	1881-1885	50.3	54.0	105.8
1796-1800	39.9	48.5	188.3	1886-1890	52.7	54.6	95.4
1801-1805	41.5	48.1	173.3	1891-1895	53.0	54.4	93.0
1806-1810	34.0	42.8	197.6	1896-1900	54.4	54.9	91.1
1811-1815	38.5	46.2	178.2	1901-1910	56.6	55.1	76.0
1816-1820	41.5	47.8	162.3	1911-1920	57.9	54.8	62.0
1821-1825	45.5	50.3	147.1	1921-1930	62.6	57.8	51.0
1826-1830	42.4	47.8	162.9	1931-1940	65.6	59.4	39.0
1831-1835	43.7	48.2	155.0	1941-1950	69.9	62.2	24.0
1836-1840	43.8	48.6	153.9	1951-1960	73.2	64.8	16.0
				1961-1965	74.6	65.9	13.0

* Calculations based on age-specific death rates published in URVAL No.3, Stockholm (1970). *Historical Statistics of Sweden*, Part 1 : *Population 1720-1967*, Stockholm (1969).

In the period from 1840 to 1889 the expected average length of life at age 0 varied between 30-35 years for males and 35-40 years for females. No conclusive decrease in infant mortality took place until the 1880's. On the whole, the Icelandic infant mortality, like the adult mortality, used to be much higher than the Swedish. The period life tables for the year 1785 (table 4) present a terrifying picture of health conditions during the crisis of 1784-86. The life expectancies at age 10 dropped to 10.9 years for males and 15.0 years for females. Out of 1000 persons of each sex at exact age 10 only 5 males and 41 females would survive their fiftieth birthday.

TABLE 3

Proportions of the male and female population aged 0 to 14, 15 to 64, and 65 and over at census time. Iceland, 1703-1860

Census year	Males			Females		
	0 to 14	15 to 64	65 and over	0 to 14	15 to 64	65 and over
C. 1703	18.76	67.69	3.55	25.32	69.00	5.68
1729	37.39	53.75	8.86	32.70	54.64	12.66
1769	34.14	...	..	29.83	...	..
C. 1785 ¹	32.77	63.18	4.05	28.22	66.13	5.65
1801 ¹	36.70	57.13	6.17	30.77	60.14	9.09
1835 ¹	36.55	57.59	5.86	32.79	59.02	8.19
1840	37.37	57.27	5.42	33.73	58.47	7.80
1845	36.84	58.76	4.40	34.01	59.54	6.45
1850	32.94	63.48	3.58	30.50	64.15	5.36
1855	34.81	61.39	3.80	32.31	62.37	5.32
1860	35.95	59.86	4.19	32.91	61.32	5.77

Sources : Official census statistics of Iceland.

¹ Linear interpolations based on 10-year age groups.

This is but one example showing that conversion of period-bound phenomena to synthetic cohorts may lead to absurd interpretations in terms of life histories; no human population would be able to adjust its reproduction in order to survive at this level of mortality in the long term. Though the longevity may be a few years too high according to the life tables based on the 1801 census, the life expectancies based on the inter-census life tables of 1786-1800 support the conclusion that mortality on the average was extraordinarily low in the years after the crisis. These changes will be further discussed below.

For the period from 1768 to 1802 and after 1838, statistics are available on the deaths at age 0 by sex. As the annual number of births is known since 1735, an estimate of the annual infant mortality by sex may be obtained. These estimates are rather crude for three reasons :

- 1) the death data for the period from 1768 to 1784 are retrospective being collected in about 1785 on the basis of parish registers generally in a very bad shape;
- 2) still-births are included in the annual numbers of births and deaths;
- 3) the numbers are small.

Despite these restrictions, the graphs in fig. 2 are highly illustrative of the level and the changes of infant mortality ($1q_0$) in pre-transitional Icelandic society. The birth generations of the years 1784-85 were almost extinguished before their first birthday. During the crisis of 1843 the probability of death in the first year of life was 400 per 1000 female births and 500 per 1000 male births. In 1846 infant mortality equalled 600 per 1000 for each sex. During the 1790's and the 1850's, the average level was slightly below 300 infant deaths per 1000 births.

II. Apart from the fluctuating levels of infant and adult mortality, other striking demographic phenomena are frequently encountered in the period prior to the general decrease of mortality in the early phase of the demographic transition. Among these phenomena *empirical aging* is one of the most prominent. In a wellknown United Nations study on aging, one of the principal conclusions runs as follows :
" ... In the greater part of the world, the age structure of populations has undergone little change. This is particularly true of the economically under-developed countries, or, rather, *of all countries with a high fertility* (my italics). Only in economically-advanced countries has the age structure been changed over the years ... The coincidence of declining fertility and aging and the stability of the age structure in countries with high fertility suggest that fertility movements have played a fundamental part in the development of this aging. *Changes of mortality appear to have played only a secondary part ...*" (my italics).³

Contrary to the wording of this quotation, fertility was *not* commonly low in the Icelandic and Swedish societies in the era of uncontrolled mortality. Prior to the late 1880's

³ *The aging of populations and its economic and social implications*, p. 1, United Nations (ed.), New York (1956).

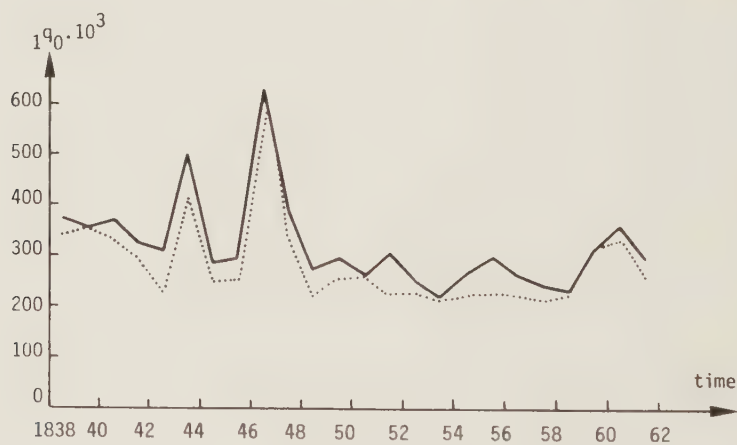
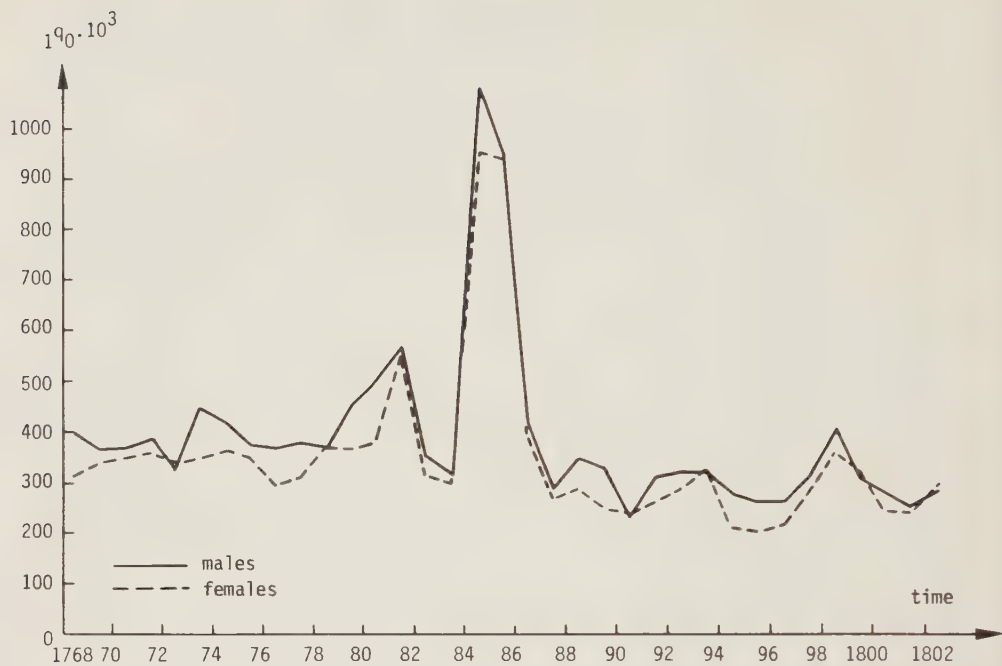


FIGURE 2
Male and female infant mortality in Iceland,
1768-1802 and 1838-61

marital fertility in Iceland ranged at the level of the Hutterites; the same was probably the case in Sweden, though no official statistics appear to be available on this issue for the 18th century. The crude birth rates in fig. 1, clearly indicating high levels of fertility in the 18th and 19th centuries, are averages weighted with the proportions living in marriage each year. These proportions used to be comparatively low, particularly in Iceland, for reasons which are beyond the scope of this article. Low proportions married at any given point of time do not, of course, logically exclude high proportions ever married : as mortality was high, the average duration of the marital unions was short, especially when demographic crises were extensive and frequent. Most people would get a chance to marry sooner or later in their life. The Nordic populations adjusted their growth through the component of nuptiality, as Malthus rightly observed with respect to Norway.⁴ A very large growth potential was always at hand. That declining fertility is the major factor behind the aging of the age structure in economically-advanced countries is a matter above discussion. It is equally true that declining mortality combined with constantly high fertility in the early phases of the demographic transition in general has a modest aging effect. An important thing to remember, however, is the longterm character of the process of the demographic transition. The pre-transitional era, on the contrary, was characterized by mainly constant average levels in the long view, of the crude rates as indicators of fertility and mortality. In the short view, however, these components were subject to extreme variation (fig. 1).

Prior to the end of the Civil War in the United States of America in 1866, the Swedish and Icelandic populations may statistically be considered closed populations. Migration obviously can be excluded as an important determinant of the historical age structures at the national level. The factors to be considered are fertility and mortality. Fertility affects the age distribution through an in-flow of lives concentrated at the exact age 0, whereas mortality causes an out-flow from all age groups simultaneously. Fig. 1 and fig. 3 offer unambiguous empirical proof of a close inverse relationship, in the short term, between the crude rates during and after the big demographic disasters in pre-transitional Iceland and Sweden.

Though impossible to prove within the frame of this work, the decline of fertility during the crises is likely to have been due to a number of factors : increasing risk of abortion due to illness of the mother-to-be, decreasing rate of conception due to falling frequency of sexual intercourse in marriage

⁴ T. H. Malthus, *Essay on the Principle of Population*, pp. 154 ff., Everyman's Library No. 692, London (1960).

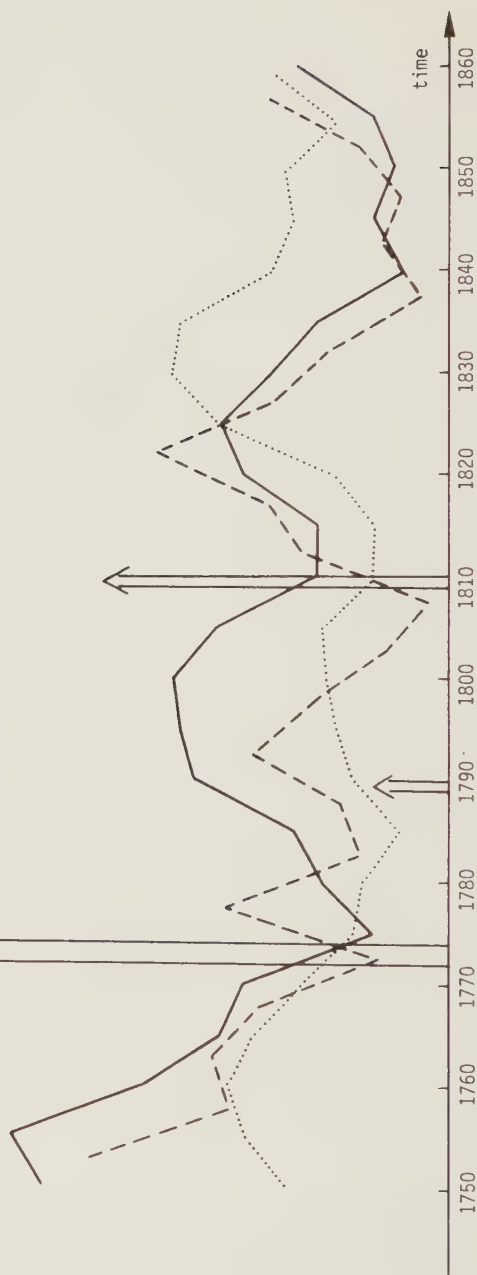
demographic crisis

proportion above age 65 (c(65-))

crude birth rate

proportion below

age 15 (c(-14))



arg: Bevolkerungsstatistik Schwedens, URVAL n° 3, Stockholm (1970).

FIGURE 3 - Demographic crises (i.e. excess of deaths), the crude birth rate (5-year averages) and proportions of total population in the ages below 15 and above 65, Sweden, 1735-1860

caused by illness and, possibly, delay or even absence of ovulation due to starvation and hunger. The most important cause, however, may be dissolution of a great many marital unions through death. The rapid increase of fertility just after the crises may be ascribed to a dramatic increase of the proportions married, especially in the younger age groups (i.e. declining mean age at first marriage). Reduced duration of postpartum amenorrhea due to abnormally high infant mortality during the epidemic may play an important part too in societies where breast-feeding is the prominent type of infant nutrition.

Finally, fig. 1, table 3, and fig. 3 offer a clear empirical demonstration of a systematic coincidence between the timing of the big epidemic disasters and the subsequent characteristic changes of the age structures : after the big crises, the age structure assumes the shape of an hourglass in that the proportions of the population in the younger and the older age groups, below age 15 and at age 65 and older, say, tend to be growing simultaneously. The Icelandic age distributions of 1729 and 1801, following the disasters of 1707-08 and 1785, are extreme cases of a general process that can also be observed in the Swedish context (fig. 3). After the big crises, these populations were facing a rapidly increasing burden of economic dependency, though children may have been considered an economic asset for the households.

The growth of the proportion in the younger age groups is a natural consequence of the development of fertility and nuptiality from just after the crises to some time ahead - possibly until the advent of the next crisis. But what about the empirical aging process at the upper part of the age pyramid ? Any age distribution in a closed population observed at a given point of time reflects past trends of fertility and mortality. In other terms, the age distribution is a function of past birth cohorts, possibly of varying sizes, exposed to potentially varying patterns and levels of survivorship.

Beforehand, of course, aging as a function of variations in the size of past birth cohorts cannot be excluded as a logical possibility. This possibility, however, would indeed imply a highly peculiar coincidence between the advent of the large birth cohorts, the timing of the pre-transitional catastrophes, and the empirical aging of the age structures. Since the largest birth cohorts of pre-transitional Iceland and Sweden systematically appear after the crises, one consequence of the hypothesis concerning abnormally large birth cohorts as the exclusive cause of empirical aging would be a strict periodicity of the great calamities. Appearing with intervals varying from 30 years to 50 years, the incidence of the big Swedish and Icelandic crises show too much variation on the time scale to offer much support for this pos-

sibility as an all-round explanation. In general, the aging effect of birth cohorts of varying size is beyond empirical proof and evaluation, not only in 18th century Iceland and Sweden, but also in other countries like France and England. The reason is the absence of reliable age distributions and of sufficiently long and reliable time series of annual birth and death rates. Since the empirical aging phenomena encountered in pre-transitional Iceland and Sweden coincide closely with the timing and the extent of crisis mortality - the bigger the catastrophes, the larger the aging effects - and as neither variation in the size of the birth cohorts nor decline of fertility seems to be a plausible universal explanation of the aging, it may be worthwhile to reconsider some changes of empirical survivorship for adults during and after the big crises.

Evaluation of empirical levels and age patterns of mortality may be performed by application of simple demographic techniques, namely life table construction and standardization. For the present purpose the *level* of mortality at age x and older may conveniently be expressed by the average life expectancy at age x , $e(x)$. As the correlation between mortality above age 10 and $e(10)$ is much higher than the correlation between mortality in the same ages and $e(0)$, we only consider adult mortality⁵ in the following; this will be convenient also because of the absence of adequate information on child mortality for Iceland during the period from 1785 to 1801. Differences between *age patterns* of mortality may be defined as differences between life tables standardized to generate a pre-selected arbitrarily defined value of $e(10)$, or as differences between separate sets of instantaneous death rates ($\mu(x)$) that may lead to life tables meeting the requirements just mentioned. The comparison level chosen here is $e(10) = 39,22 + 0.1$ years, corresponding to the life expectancy for Swedish males at age 10 during the period from 1771 to 1775. Consider the following two sets of separate instantaneous death rates, $\mu_1(x)$ and $\mu_2(x)$,

$$\mu_1(x) = \xi \cdot \mu_2(x)$$

This relationship implies that $\xi = \log_e l_1(x) / \log_e l_2(x)$ and

$$l_1(x) = (l_2(x))^\xi$$

By application of a simple iterative technique, the multiplier ξ , used to transform a given set of instantaneous death rates into rates leading to a life table characterized by the given standard value of $e(10)$, may easily be found.

⁵ A. J. Coale and P. Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton (1968), p. 15 and p. 24. Note also tables 1 and 2 of the present article.

When empirical mortality can be acceptably described by a Gompertz-curve, say, the parameters characterizing the level and the age pattern of mortality can easily be identified. As

$$\mu_1(x) = B \cdot c^x \quad (10 < x < 70 \text{ years}),$$

it follows that $\log_e \mu_1(x) = \log_e B + x \cdot \log_e c$

where the level ($\log_e B$) and the age pattern (the slope) of mortality ($\log_e c$) may be determined through linear least squares regression. For reasons of space, the Gompertz parameters cannot systematically be presented here. Instead, some results obtained by the first-mentioned method (standardization) are shown in tables 5 and 6 and fig. 4. Empirical Icelandic life tables and life expectancies are listed in table 4.

First we see that the age-independent multiplier ξ in 1785 is equal to 0.1150 (males) and 0.2176 (females). This means that in terms of changes in the level of mortality, standard mortality amounted to 11.5 % (males) and 21.76 % (females) of the crisis mortality of each of the sexes. However, when it comes to after-crisis mortality of the inter-census period from 1786 to 1800, standard mortality was the highest, namely 114.6 % and 146.0 % compared with the level of the empirical period mortality of the two sexes. Phrased in a different way, the level of adult after-crisis mortality during 1786-1800 was about $1,1457/0,115 = 10$ times (males) and $1,4600/0,2176 = 6,7$ times (females) smaller than the level of the crisis mortality of each sex around 1785. By 1801 the empirical life expectancies had increased another 10 years in comparison with the inter-census period. The level of the empirical period mortality around 1801 had gone down to 16.5 times (males) and 13.2 times (females) the levels of the crisis mortality of the two sexes.

As mentioned, the age patterns of mortality must be evaluated at some arbitrarily selected standard level of mortality. Moreover, for clarification, it may be convenient to set up some age pattern of mortality as the comparison standard, e.g. the age pattern of the crisis mortality of each sex. First, the comparison is undertaken in terms of standardized life expectancies ($e(x)$; $10 < x < \omega$) (table 5). However, since we are dealing with period mortality, especially in 1785 and in 1801, and, since period mortality does not necessarily reflect actual cohort experience, the comparison must also be performed in a way that comes much closer to the actual mortality experience of the cohorts represented in the 1785 census, namely by comparing the standardized instantaneous death rates $\mu(x)$, a measure which is without memory of the



FIGURE 4 - Age-specific life expectancies according to normalized period life tables ($e_{10}^S = 39, 22$ years), Iceland and Sweden, from the 18th to the 20th century

TABLE 5

Some indications of changes in the age pattern
of Icelandic period mortality (1785-1801)
Comparison of standardized adult life expectancies
($e(10) = 39.22 \pm 0.1$ years ; $x \geq 10$)

Age x	Males		Females	
	1786-1800	1801	1786-1800	1801
	1785 = 100		1787 = 100	
10	100.28	100.00	99.92	100.18
20	103.18	100.33	100.81	95.61
30	113.63	110.39	103.64	92.35
40	116.03	108.54	103.99	88.98
50	119.39	107.03	105.04	86.01
60	113.02	98.83	105.93	90.36
70	126.66	115.18	115.75	76.31
80	141.00	82.60	117.96	56.52

TABLE 6

Some indications of changes in the age pattern
of Icelandic period mortality (1785-1801)
Comparison of standardized instantaneous death rates at age 10 and older
($e(10) = 39.22 \pm 0.1$ years ; $x \geq 10$)

Age x	Males			Females		
	1785	1786-1800	1802	1785	1786-1800	1801
STANDARDIZED DEATH RATES						
10	0.0108	0.0132	0.0112	0.0144	0.0152	0.0105
20	0.0117	0.0189	0.0197	0.0.42	0.0163	0.0127
30	0.0185	0.0152	0.0131	0.0159	0.0148	0.0161
40	0.0270	0.0217	0.0217	0.0212	0.0201	0.0247
50	0.0432	0.0277	0.0331	0.0301	0.0275	0.0443
60	0.0592	0.0545	0.0689	0.0568	0.0564	0.0590
70	0.1116	0.0838	0.0776	0.1143	0.0943	0.1570
80	0.1150	0.1175	0.2420	0.1892	0.1560	0.3347
COMPARISON OF THE DEATH RATES						
10	100.00	122.30	104.18	100.00	105.39	72.85
20	100.00	161.08	168.00	100.00	114.75	89.57
30	100.00	81.90	70.95	100.00	93.24	101.05
40	100.00	80.50	80.19	100.00	94.94	116.52
50	100.00	63.96	76.59	100.00	91.29	146.95
60	100.00	92.17	116.39	100.00	99.34	103.98
70	100.00	75.09	69.48	100.00	82.50	137.36
80	100.00	102.19	210.45	100.00	82.42	176.86

mortality experience above age x (table 6), contrary to the life expectancies. In both instances, some very considerable age structural differences are disclosed especially for males, and particularly in the ages between 40 to 70 years : mortality is extraordinarily low after the crises, not only due to big changes in the level of mortality, but also because of age structural change. These conclusions are supported by the graphs in fig. 4 : the extent and the timing of the empirical changes in the age patterns of mortality were closely related to the extent and the advent of the big demographic crises in pre-transitional Iceland and Sweden. In terms of Gompertz-parameters, defined and estimated as explained above, the same conclusions are reached on the basis of table 7.

TABLE 7

Some Gompertz-parameters based on Icelandic period mortality during the 1785 to 1801 period*

Period	$\log_e B$		$\log_e c$		r	
	males	females	males	females	males	females
1785	- 3.0592	- 3.3578	0.0366	0.0268	0.9899	0.9249
1786-1800	- 4.9222	- 5.1562	0.0246	0.0241	0.9026	0.8750
1801	- 5.6918	- 6.2998	0.0318 ¹	0.0366	0.8989 ¹	0.9846

$\log_e B$ = level of mortality

$\log_e c$ = age pattern (slope) of mortality

r = correlation coefficient

* Calculations based on instantaneous death rates at ages 10 to 79.

¹ When based on ages 10 to 79, $\log_e c = 0,0330$ and $r = 0,9365$.

If the Icelandic age pattern of mortality in 1801 is taken to represent the typical slope of pre-crisis mortality, the largest increase of mortality during the crisis will be experienced in the younger part of the adult ages (and possibly by infants and children; but only adults will be con-

sidered here). During the crisis, the slope of mortality is rather flat (1785 : 0.037 (males); 0.027 (females)); but after the crisis, the slope is even more flat (0.025 (males); 0.024 (females)). The last-mentioned age pattern, however, represents a transient state : in 1801, the slope was going up again. In conclusion, crisis mortality is characterized by a considerable increase in mortality at all ages. For adult ages above 10 years, the change in the level of mortality may amount to more than five times the ordinary level, say. At the same time, a structural change causes a relatively larger increase in the mortality of the younger part of the (adult) ages. In the age groups between 30 and 70 years, crisis mortality assumes the character of "anticipating" a great many deaths : in the presence of competing risks of death, many deaths will be due to a specific cause, when the given risk turns epidemic. The extinction of lives, that for biological or social reasons or through a combination of circumstances, were in a state of physical weakness and distress during the crisis, apparently has an impact on the pattern of competing risks of death, acting from just after the crisis until some time later, particularly in the ages above 40 years.

III. To conclude and summarize this article, large disturbances in the levels and age pattern of mortality have been disclosed in relation to the big crises in pre-transitional Sweden and, particularly, Iceland. One result of these epidemics was greatly improved chances of survival, especially in the middle and the older part of the adult ages, from just after the crisis for some time ahead. The related aging effects may be evaluated by calculating stable age structures for a given crude birth rate, combined with alternating life tables. Experiments of this type are left to the reader. With allowance for uncertainty due to the method of interpolation, the empirical Icelandic census survival rates of 1801/1785 may be said to match quite well with the survival ratios based on the adult inter-census life table of 1786 to 1800 (table 8). In other terms, the inter-census life table may fairly well be interpreted as essentially similar to the cohort life table for those surviving the crisis of 1784-86. Given the age distribution of 1785 (absolute numbers), the survivorship ratios defined by this empirical table would lead to mainly the same numbers in the age groups above 30 years as actually observed at the 1801 census.

TABLE 8

Estimated census survival rates 1801-1785 and estimated survivorship ratios according to the Icelandic inter-census life tables of the 1786 to 1800 period. Adult mortality *

Age x	Males		Females	
	I	II	I	II
10	0.7890	0.8102	0.8405	0.8522
20	0.8553	0.7708	0.8767	0.8482
30	0.7623	0.7708	0.7793	0.8217
40	0.7890	0.6906	0.8172	0.7484
50	0.5560	0.5533	0.6030	0.6111
60	0.4634	0.3959	0.4880	0.4396

I = census survival rates

II = survivorship ratios according to life tables

* Estimates based on simple linear interpolation.

ACKNOWLEDGEMENTS

Useful remarks from Dr. T.H. Hollingsworth, University of Glasgow, and Dr. H. Le Bras, INED, on an earlier draft of this work are kindly acknowledged. The full responsibility for the contents of the article rests with the author.

CONTRIBUTION A L'HISTOIRE DE LA PESTE EN HONGRIE AU XVIII^e SIECLE *

Balint ILA

Budapest, Hongrie

Cette communication contient des renseignements sur les ravages de la peste dans l'ancien comitat (département) de Gömör - dont la plus grande partie est située aujourd'hui en Tchécoslovaquie - mais aussi d'autres informations recueillies au cours de mes recherches concernant la Hongrie actuelle, plus exactement ses comitats et ses régions (*N.d.T.* : par "région" il faut entendre ici une subdivision administrative). Les premières mentions de la peste dans le comitat de Gömör remontent à 1576 et 1656. Le nombre des victimes ne nous est pas parvenu. De 1676 à 1679, de nombreux mercenaires de la forteresse frontalière de Szendrő furent frappés par la peste; les paysans du comitat de Gömör qui travaillaient là furent également touchés par la maladie, le commandant de la place les ayant affectés à l'inhumation des morts. Ces paysans transportèrent l'épidémie à l'intérieur du comitat. Ici non plus, nous ne possédons pas de chiffres concernant le nombre des victimes, mais si l'on en croit les documents de l'époque, la peste pourrait avoir décimé la population.

Le foyer de l'épidémie était situé dans les Balkans, plus exactement en Turquie. Des marchands de la région l'introduisirent dans d'autres pays. Elle partit de Constantinople en 1673; en 1677 elle sévissait déjà à Cracovie et dans d'autres villes polonaises. En 1678, malgré la fermeture des voies d'accès entre la Hongrie et l'Autriche, par ordre du roi, et plus encore l'année suivante, l'épidémie faisait

* Traduit de l'allemand par le Service des Langues vivantes de l'Université de Liège.

rage en haute Hongrie. Dans la seigneurie de Krasznahorka également, la peste décima les sujets en 1703. Les épidémies se répandirent à nouveau à partir des Balkans de 1716 à 1720, ainsi qu'en 1739/1740, raison pour laquelle la Hongrie fut interdite aux marchands des Balkans et les Balkans aux marchands hongrois.

Au cours des années 1709 et 1710, 27.827 personnes succombèrent à la peste dans le comitat de Gömör. Certains villages se vidèrent complètement de leurs habitants et offraient un aspect désolé; cette fois encore l'épidémie décima en quelques vagues successives plus d'un dixième de la population. En septembre 1710, la plupart des champs étaient abandonnés. Après l'épidémie, en 1711, il fut procédé, par décret des autorités, à une conscription dans le comitat de Gömör. Grâce à cette conscription, nous connaissons le nombre des victimes et des survivants. Les documents que l'on a conservés et qui concernent la moitié des villages du comitat, sont reproduits ci-après sous forme de tableaux.

Il ressort de ces tableaux que 68 % de la population des localités reprises en 1) et déjà plus (*sic*) de 80 % de la population des localités reprises en 2) a succombé. Le pourcentage des cas de décès dans les villes de Rosenau, de Krasznahorka et leurs régions, qui ne sont pas conservés dans la conscription, est trop élevé : si l'on en croit les autorités du comitat, plus de 90 % de la population. Dans les localités moins importantes que les étrangers fréquentaient à peine et que les habitants quittaient tout au plus l'été et où le risque de contagion n'était dès lors pas élevé, le nombre des victimes était beaucoup moins lourd que dans les agglomérations plus importantes où le trafic était aussi plus intense. Dans la "région" de Murany, le nombre des victimes de moins de 12 ans représente 48 %.

Les sources, particulièrement les données numériques concernant l'épidémie qui sévit entre 1739 et 1742, sont très incomplètes. Dans la région de Putnok, comitat de Gömör, 479 personnes moururent dans 51 agglomérations, soit 9 âmes par village; 180 âmes pour la seule ville de Csetnek. Cette dernière indication suffit à prouver la différence importante entre les deux épidémies, étant donné que le nombre des victimes à Csetnek en 1710 était au moins huit fois aussi élevé que le chiffre cité plus haut. Dans d'autres régions de la Hongrie, par exemple dans le Kunsag (Coumanie), le nombre des victimes dans les villes de Madaras et de Karcag s'élève à 2.500, 1040 à Kisujszallas, avant août 1739.

Des descriptions de cette épidémie sont conservées dans les sources de l'époque, particulièrement les "Missiles" (lettres). Citons ici quelques informations. Au mois de mars de l'année 1739, on ne trouve encore aucune trace de l'épidémie, mais le 20 juin, l'accès au marché de Jolsva fut in-

TABLEAU 1

Ratko és Balog völgyek (Vallées de Ratko et de Balog)

Nomen pagi	Domus desertae	Personae emortuae	Hospites cum iumentis	Superstites sine iumentis
Lévárt	2	2	6	5
Lice	9	87	7	7
Rátkos	13	33	8	4
Deresk	-	174	10	5
Szirk	-	12	6	3
Nandrás	5	20	6	6
Kövi oppidum	31	300	26	16
Melléte	Totaliter deserta			
Gice	9	133	3	4
Gesztes	8	29	6	7
Ujvávár	8	34	7	2
Mikolcsány	12	105	3	4
Nasztraj	12	58	4	2
Szilistye	5	46	8	3
Budikfalva	3	14	6	4
Ratko Lehota	5	23	4	7
Bisztra	18	10	4	6
Fillér	6	18	5	5
Genlice	8	30	9	2
Krokova	7	16	6	3
Ploszkó	8	45	5	3
Szásza	2	-	4	4
Répás	5	40	5	7
Ratkó oppidum	15	100	5	38
Turcsok	5	6	3	6
Rónapatak	3	18	2	7
Dobrapatak	3	16	4	5
Polom	3	10	3	7
Ratkó Zdichava	2	-	3	2
Poprocs	3	4	3	3
Ratkó Szuha	5	10	1	7
Lipoč	6	15	2	7
Baradna	4	16	2	3
Esztrány	7	17	5	2
Hrussó	8	30	3	6
Derencsény	8	70	5	6
Lukovistye	6	45	12	10
Borosznok	3	22	3	2
Strizs	5	13	2	6
Babaluska	6	28	3	4
Ispánmező	2	36	1	9
Kiéte	12	63	3	4
Pápócs	-	6	2	4
Pádár	6	160	-	12
Uzapanyit	24	180	4	8
Perjése	7	105	2	10
Meleghegy	4	50	5	8
Két Balog	27	204	16	20
Szkáros	7	177	1	5
Felsőfalu	5	48	3	4
Visnyó	11	80	2	2
Alsófalu	5	56	1	4
Somme	378	2814	249	320

TABLEAU 2
Csetnekvölgy (Csetneka1)

Nomen pagi	Domus desertae	Personae emortuae	Hospites superstites
Rozslozsnya	10	52	12
Gacsalk	16	203	10
Gencs	17	157	4
Sebespatak	9	155	6
Csetnek oppidum	106	1526	26
Ochtina	32	418	18
Rochfalva	12	180	9
Nagyszlajos	18	126	18
Feketelehota	40	450	17
Hankova	4	95	9
Dobsina oppidum	70	666	34
Rédova	19	530	20
Felsősajó	33	384	24
Márkuska	13	250	6
Gecel	10	170	8
Pétermány	6	77	5
Kisszlajos	6	33	7
Restér	14	130	10
Feketepatak	20	303	13
Paskahőza	10	74	10
Kuntapolca	15	120	10
Pelsőc oppidum	41	316	35
Ujfalu	14	106	6
Berkárka	10	124	8
Somme	545	6645	325

terdit aux marchands des comitats de Heves et de Abauj, dans le but d'arrêter l'épidémie. Malgré cela, le comitat était déjà contaminé en juillet. Des personnes de Jaszberény en Coumanie visitèrent la ville de Rosenau et propagèrent l'épidémie. Des paysans de Hencko et d'Alsosajo, qui avaient été astreints à la corvée dans le comitat de Zemplén, revinrent contaminés. Comme il y avait, à l'époque, déjà beaucoup de victimes de l'épidémie à Jaszberény et à Monok, c'est en vain que les étrangers furent éloignés du comitat. Les gens de retour de Monok et soupçonnés d'être atteints par la peste

TABLEAU 3
Processus Murany

Nomen pagi	Demortui in universum	Demortui supra 12 annos	Hospites demortui	Domus desertae	Hospites, qui discesserunt
Polonka	1085	487	43	48	16
Zavadka	22	12	7	14	15
Helpa	615	50	34	34	-
Pohorella	33	25	7	7	17
Sumjác	224	24	22	29	3
Telgárt	19	5	4	6	1
Vernár	14	6	7	9	10
Murányalja	446	151	74	21	-
Muránylehota	137	72	17	13	-
Hosszuret	440	283	50	39	2
Nagyőrce Oppidum	128	69	32	24	6
M.Zdichava	136	100	20	14	-
Kisőrce	15	12	2	5	2
Vizesrét	59	37	17	8	6
Umlalehota	29	13	7	2	1
Lubenyik	140	111	20	15	-
Hizsnyó	95	73	16	10	4
Jolsva oppidum	1408	498	210	97	-
Mnisány	160	90	17	13	-
Kopras	47	35	5	5	-
Jolsvatapolca	160	118	19	10	-
Süvete	320	50	31	26	-
Miglész	Desolatus totus , 3 hospites resident in Süvete				
Perlász	40	8	9	3	-
Somme totale	5782	2329	670	681	83

furent mis en quarantaine dans des huttes situées dans l'enceinte des localités et devant lesquelles on avait posté des gardiens à 100 pas de distance. Cette mesure n'eût pas plus de succès. Le nombre des morts à Csetnektal au cours des 20 premiers jours s'élève à 30 au total, ensuite il y en aura en moyenne 2 ou 3 par jour. Le seul remède contre l'épidémie est l'abstinence, c'est-à-dire que les contacts avec les pestiférés ou les personnes suspectes doivent être évités.

La population ne se soucie pas, au début, de l'abstinence parce que la fermeture des villages représentait, pour elle, la pire des choses. Elle se trouvait en effet dans l'impossibilité de cultiver le sol et de se procurer les biens nécessaires à sa manière de vivre. Ceux qui n'obéissaient pas aux mesures et aux décrets royaux étaient punis de mort.

Le manque de médecins se fit aussi cruellement sentir. On ne disposait que de peu de chirurgiens, dont le diagnostic n'était pas sûr et beaucoup de gens moururent, non pas à cause de l'épidémie, mais à cause du manque de soins médicaux, de la pire des craintes et des angoisses.

Les Missiles (lettres) des années 1739 à 1742 contiennent des informations très importantes sur la virulence de l'épidémie. On appelle la peste en hongrois "guga" ou "mirigy"; elle est si redoutable qu'elle contamine et tue en quelques heures des gens jusque-là en excellente santé. Lorsque quelqu'un tombe malade vers midi, il y a enterrement le lendemain. Si, par contre, un malade survit quatre jours, on a de bonnes raisons d'espérer sa guérison. Beaucoup de familles fuirent devant la peste et s'isolèrent à l'intérieur des différentes localités, où elles ne fréquentaient personne, se mettant elles-mêmes en quarantaine et échappant ainsi à la contamination. Les bergers vivant à l'écart, dans les pâturages furent épargnés pour cette même raison; mais s'ils venaient à se rendre en ville, ils étaient rapidement contaminés et étaient enterrés quelques jours plus tard. A certaines périodes, il arrivait que 2 ou 3 personnes meurent dans la même maison en l'espace d'une heure. Dans la localité de Remete, dans le comitat de Zips, 150 habitants furent contaminés parce que la population organisait des enterrements et de grands festins. Si on y renonçait, le danger diminuait aussitôt.

Je ferai encore remarquer en terminant que la peste ne diminua d'intensité qu'au mois de janvier 1740, mais que des cas de décès apparurent encore ici et là pendant toute l'année. Ce n'est que le 14 décembre que le "Vizegesspann" (*N.d.T.* : fonctionnaire de l'administration hongroise) du comitat déclarera le comitat entièrement délivré de l'épidémie. Au nord de Csetnek, l'épidémie avait pratiquement cessé, le Grantel également fut pratiquement épargné. Au début de l'épidémie, en août 1739, le temps dans le Grantal était déjà trop froid, ce qui anéantit la virulence de l'épidémie.

RECHERCHES MACROREGIONALES SUR LA MORTALITE EN EUROPE SEPTENTRIONALE SOUS L'ANCIEN REGIME

Arthur E. IMHOF

Département d'histoire
Université libre de Berlin
Berlin-Ouest

Il est certain que, depuis les premiers travaux de la démographie historique moderne, on s'est rendu compte de l'importance de recherches approfondies sur la mortalité. Ce n'est donc pas un hasard si, il y a une douzaine d'années, le premier colloque international consacré à cette jeune branche scientifique a pris pour thème les "Problèmes de mortalité".¹ Il est intéressant de constater que l'on se tourna cependant ensuite vers d'autres problèmes tels que les migrations, la fécondité spécifique aux différents âges, la limitation des naissances chez les couples mariés sous l'Ancien Régime, etc. Relativement peu de monographies ont été publiées depuis sur le thème de la mortalité.²

¹ *Actes du Colloque international de Démographie historique. Liège, 18-20 avril 1963.* P.p. Paul Harsin et Etienne Hélin. *Problèmes de mortalité. Méthodes, sources et bibliographie en démographie historique.* Paris, 1965.

² Cf. par exemple les beaux travaux de François Lebrun, *Les hommes et la mort en Anjou aux 17^e et 18^e siècles. Essai de démographie et de psychologie historiques.* Paris - La Haye, 1971. Hubert Charbonneau, *Vie et mort de nos ancêtres. Etude démographique.* Montréal, 1975. Ou encore sous des aspects plus spéciaux : Jean-Paul Desaive et al., *Médecins, climat et épidémies à la fin du XVIII^e siècle.* Paris - La Haye, 1972. Michel Vovelle, *Piété baroque et déchristianisation en Provence au XVIII^e siècle. Les attitudes devant la mort d'après les clauses des testaments.* Paris, 1973. Philippe Ariès, *Western attitudes toward death from the middle ages to the present.* Baltimore, 1974. Philippe Ariès, *Essais sur l'histoire de la mort en Occident du moyen âge à nos jours.* Paris, 1975. Cf. aussi le numéro spécial "Autour de la mort" des *Annales E. S. C.*, 31^e année, n° 1, 1976.

Certes, au cours des deux dernières décennies, des douzaines voire des centaines de monographies historico-démographiques ont été faites, la plupart sous forme de monographies paroissiales ne traitant que de l'évolution de la population d'une seule paroisse. De cette manière, on ne peut cependant saisir que le seul aspect temporel (vertical) de cette évolution, à l'exclusion de son aspect spatial (horizontal). Ce procédé de recherche est certes compréhensible étant donné l'état des sources, car chacune de ces monographies se fonde sur le dépouillement de milliers d'actes de registres paroissiaux et sur les reconstitutions généalogiques subséquentes. Cela représente un travail de longue haleine particulièrement laborieux. Tant que l'ordinateur n'aura pas résolu une fois pour toutes le problème de la reconstitution des familles, il sera probablement impossible à la plupart des chercheurs, pour des raisons d'économie de temps et de travail, d'étudier plus d'une paroisse à la fois.

A mon avis cependant, des études plus poussées sur l'histoire des populations ne peuvent actuellement être couronnées de succès que si elles sont "bidimensionnelles", c'est-à-dire en même temps temporelles (verticales) et spatiales (horizontales). Tous les mouvements statistiques relatifs à l'accroissement naturel ("vitalstatistische Bewegungen") se sont étendus à la manière d'une onde à la fois dans le temps et l'espace. Une explosion de la mortalité, des mariages ou des naissances ne se limitait qu'exceptionnellement à une seule paroisse. Elle englobait - selon sa cause et son intensité - plusieurs communes voisines, plusieurs provinces, plusieurs pays, les provinces de différents pays situées autour d'une mer intérieure, etc.

Pour ce qui est des vagues de mortalité en particulier, *la formule des crises de Hollingsworth*

$$I = \frac{q}{1 - q} n^{2/3} t^{-1/3} > 20$$

nous fournit un critère pour l'identification des crises de mortalité. Afin de pouvoir poursuivre nos réflexions sur la base de résultats empiriques, examinons d'un peu plus près la période de crise qui s'étend dans les pays nordiques de 1736 à 1744. La révolution administrative qui survint dans les deux grandes monarchies de l'époque, le Danemark et la Suède, à la fin de la "Grande Guerre Nordique" nous fournit déjà pour cette époque éloignée un matériel statistique adéquat. Nous espérons, avec notre tableau 1, aller au devant des intentions de M. Hollingsworth, "to make a list of the main crisis years in each country together with some idea of

TABLEAU 1

Intensité de la mortalité (=I) dans les cinq pays nordiques au cours des années 1736 à 1744 selon la formule des crises de Hollingsworth (Il y a crise lorsque $I > 20$)

Année (t)	n	q ^m	q ^d	I	n	q ^m	q ^d	I
DANEMARK					SUEDE			
1736	721 857	26,15	4,95	5,60	1 708 256	21,13	5,87	11,80
1737	723 645	26,15	8,89	10,07	1 702 851	21,13	12,57	25,40
1738	722 257	26,15	4,85	5,49	1 708 262	21,13	9,37	18,92
1739	725 112	26,15	3,75	4,25	1 718 133	21,13	9,47	19,19
1740	728 609	26,15	7,25	8,27	1 712 230	21,13	14,37	29,19
1741	729 229	26,15	7,75	8,85	1 711 525	21,13	11,07	22,40
1742	728 103	26,15	5,75	6,55	1 698 871	21,13	17,87	36,23
1743	728 739	26,15	3,35	3,81	1 676 056	21,13	22,57	90,18
1744	733 189	26,15	- 1,15	-	1 692 612	21,13	4,17	8,33
FINLANDE					NORVEGE			
1736	365 733	20,82	4,68	3,37	622 197	22,14	- 1,64	-
1737	367 834	20,82	14,38	10,47	626 986	22,14	2,36	2,42
1738	372 713	20,82	7,58	5,54	630 253	22,14	0,66	0,68
1739	376 010	20,82	11,08	8,16	634 164	22,14	0,66	0,68
1740	370 755	20,82	31,18	23,27	637 769	22,14	2,96	3,08
1741	372 320	20,82	10,78	7,90	634 504	22,14	18,66	19,64
1742	365 525	20,82	24,78	18,19	621 807	22,14	30,06	31,59
1743	362 222	20,82	17,28	12,50	613 379	22,14	6,26	6,36
1744	366 249	20,82	4,18	3,01	615 673	22,14	- 0,74	-
ISLANDE								
1736	44 059	23,25	- 3,15	-				
1737	44 402	23,25	1,05	0,18				
1738	44 907	23,25	6,05	1,08				
1739	44 721	23,25	14,75	2,63				
1740	44 577	23,25	9,55	1,70				
1741	45 081	23,25	5,05	0,90				
1742	44 753	23,25	21,35	3,85				
1743	45 189	23,25	1,75	0,31				
1744	45 625	23,25	1,55	0,28				

n = nombre d'habitants.

q^m = taux moyen de mortalité exprimé en ‰ :

- pour le Danemark : pendant les années 1720-1735,
- pour la Suède : pendant les années 1721-1735,
- pour la Finlande : pendant les années 1722-1735,
- pour la Norvège : pendant les années 1735-40, 1744-47 et 1750,
- pour l'Islande : pendant les années 1735-1737 et 1743-1750.

q^d = différence exprimée en ‰ entre q^m et le taux de mortalité pour l'année considérée.

t = 365 jours (la formule couvrant toujours une année).

the extent and severity of each".³ Nous nous trouvons, à vrai dire, confrontés ici - plus précisément au *niveau national* - avec le caractère problématique de la formule unitaire de Hollingsworth, caractère problématique dont il est par ailleurs lui-même parfaitement conscient. Il est, à mon avis, très difficile de comparer au moyen de cette formule, l'intensité d'une crise dans un très petit pays (par exemple l'Islande) à celle d'un autre pays possédant une population moyenne ou importante et de ne conclure dans les deux cas à une crise que lorsque $I > 20$. Ce problème saute aux yeux, lorsque l'on considère l'année de crise 1707 en Islande. Une épidémie de variole ayant été introduite par un navire danois, environ un tiers de la population (non-immunisée) de l'île, qui à l'époque comptait environ 50.000 personnes, mourut cette année-là. D'après la formule de Hollingsworth, l'intensité de la crise ne s'élèverait cependant "qu'à 70.24. C'est pourquoi je proposerais - dans la mesure où il nous faut conserver la formule - de la compléter par un facteur de corrélation mobile. Ce facteur devrait être inversement proportionnel au nombre d'habitants, c'est-à-dire élevé dans le cas d'une population peu importante et bas, par contre, lorsque le nombre d'habitants est élevé.

La détermination de l'intensité de la crise selon la formule I devient encore plus problématique, si nous considérons à présent la décomposition interne, c'est-à-dire par province, d'une crise de mortalité. Il s'agira dans ce cas de décrire une vague de mortalité à *la fois* dans le temps et l'espace, dans le sens indiqué plus haut. L'expression "vague de mortalité" dit déjà que les différentes parties d'un grand espace géographique, par exemple celles d'un état entier, ne sont pas frappées en même temps par une mortalité extrême, mais que cette mortalité exceptionnelle s'étend à la manière d'une vague. C'est ainsi par exemple que certaines provinces peuvent subir des pertes de population allant jusqu'à 20 ou 30 % au cours d'une seule année, alors que d'autres régions enregistrent au même moment un accroissement de la population. Si, dans un cas semblable, on considère simplement le nombre total des décès dans le grand espace et qu'on le met en relation avec le nombre total d'habitants, il est possible que le caractère local ou régional de la catastrophe n'apparaisse pas du tout, ou qu'il apparaisse seulement de manière très déformée, dans la formule générale I. Si nous procédons par contre par provinces séparées et si nous calculons partout la valeur I, cela ne nous avance guère plus. Le nombre d'habitants de chaque province considérée est relativement si petit, qu'en dépit de catastrophes, I sera > 20 .

³ T. H. Hollingsworth, "Crises of Mortality" (document polycopié). Dans la formule de Hollingsworth, les trois facteurs indiqués sont : "the size (n) of the population, the proportion (q) that died, and the duration (t) of the crisis in days".

Pour sortir de ce dilemme, nous avons essayé de procéder comme suit. L'ensemble du territoire examiné, les pays nordiques, a été subdivisé en ses différentes provinces ou régions. Pour chacune de ces unités spatiales, nous avons ensuite calculé la natalité et la mortalité et, à partir de là, l'excédent ou le déficit des naissances en pour mille du nombre moyen d'habitants. Pour ce faire, nous avons choisi les années civiles comme unités de temps. Afin d'éliminer certaines inexactitudes inhérentes aux sources documentaires, nous n'avons pas utilisé ensuite les chiffres d'excédent ou du déficit des naissances exprimés en pour mille, mais nous avons rassemblé ces valeurs sur un tableau d'indices où cinq pour mille d'excédent ou de déficit représente une unité d'indice. Le chiffre +5 représente donc un excédent originel des naissances de 20 à 25 p. mille; -3 par contre représente un déficit de 10 à 15 p. mille (cf. tableau 2).

Afin de permettre la comparaison, on a calculé au tableau 3 pour les mêmes provinces et régions nordiques, la valeur d'intensité des crises selon la formule de Hollingsworth. Au tableau 3 est indiquée pour chaque unité régionale la valeur maximale de I. Deux fois seulement elle dépasse la valeur limite de 20 : à Värmlands Län et à Akershus en 1742.

Les nombres négatifs du tableau 2, contrairement à ceux du tableau 3, n'expriment pas à proprement parler des chiffres d'intensité relatifs à des crises de mortalité, mais à des crises dans le développement général de la population. La fréquence des naissances *et* le nombre des décès interviennent ici au même titre. Tout indice inférieur à +1 indique une stagnation ou une diminution de la population. Il serait possible à mon avis de parvenir, à partir de là, à une définition de la crise, en disant que tous les indices négatifs, par exemple à partir de -5, ont dû signifier une crise de population (donc -5, -6, -7, etc...).

La méthode des indices possède, en outre, l'avantage de nous fournir plus aisément une hypothèse de travail lorsque nous passons, dans un stade ultérieur, à l'interprétation de la mortalité en période de crise. La plupart du temps, on ne se contentera pas, bien sûr, de déterminer la date et le lieu de la crise, mais on s'interrogera aussi ensuite sur les causes.

En reportant année par année les indices du tableau 2 sur une carte géographique contenant les divisions provinciales et régionales correspondantes, on peut représenter graphiquement (cf. cartes 2 à 10) une vague de mortalité (c'est-à-dire une vague d'excédents ou de déficits de naissances). L'extension temporelle *et* spatiale ressort sans difficulté de l'examen des différentes cartes.

Carte 1 - Territoire étudié dans le Nord : la Suède (provinces), la Finlande (régions), le Danemark (diocèses ou, selon le cas, duchés ou comtés), la Norvège (diocèses) et l'Islande (diocèses)



LEGENDE

Suède :

1. Stockholms Län
2. Uppsala Län
3. Södermanlands Län
4. Östergötlands Län
5. Jönköpings Län
6. Kronobergs Län
7. Kalmar Län
8. Gotlands Län
9. Blekinge Län
10. Kristianstads Län
11. Malmöhus Län
12. Hallands Län
13. Göteborgs och Bohus Län
14. Älvsborgs Län
15. Skaraborgs Län
16. Värmlands Län
17. Örebro Län
18. Västmanlands Län
19. Kopparbergs Län
20. Gävleborgs Län
21. Västernorrlands Län
22. Västerbottens Län

Finlande :

23. Österbotten
24. Savokarelien
25. Tavastland
26. Satakunta
27. Nyland
28. Egentl. Finland
29. Åland

Danemark :

30. Sjælland
31. Fyn
32. Ribe
33. Århus
34. Viborg
35. Ålborg
36. Schleswig
37. Holstein
38. Oldenburg-DeImenhorst

Norvège :

39. Akershus
40. Kristiansand
41. Bergen
42. Trondheim

Islande :

43. Skálholt
44. Hólar

TABLEAU 2

Indices des excédents et des déficits des naissances
dans les provinces et régions des pays nordiques, de 1736 à 1744
Une unité = 5 ‰ d'excédent ou de déficit des naissances

Province ou région	1736	1737	1738	1739	1740	1741	1742	1743	1744
DANEMARK									
Sjaeland	-1	-3	1	1	-1	-1	2	3	3
Fyn	-1	-2	2	2	-1	-1	1	2	3
Ribe	1	1	2	2	1	1	-1	1	3
Århus	3	1	1	1	2	-1	-2	0	3
Viborg	2	1	1	1	1	2	1	-1	3
Ålborg	1	1	1	1	1	-1	-2	-1	2
Schleswig	1	-1	1	2	1	-1	1	2	2
Holstein	1	1	1	2	-2	-2	1	2	3
Oldenburg-Delmenhorst	2	-2	2	3	-4	1	4	4	2
SUEDE									
Stockholms Län	-2	-3	1	2	-1	2	1	-2	2
Uppsala "	1	-3	3	3	-3	2	2	-3	2
Södermanlands "	-1	-3	1	2	-1	2	1	-2	2
Östergötlands "	-2	-5	2	2	1	2	-1	-3	3
Jönköpings "	1	1	1	2	1	1	1	-3	3
Kronobergs "	2	3	2	-1	1	2	2	1	2
Kalmar "	2	1	2	1	1	2	-2	2	3
Gotlands "	3	-2	-4	2	-1	3	-5	-2	4
Blekinge "	2	1	1	-2	-1	1	-1	1	3
Kristianstads "	1	2	3	1	-1	1	2	1	2
Malmöhus "	1	1	2	2	-1	-1	2	3	2
Hallands "	1	1	-1	2	-1	-1	2	-2	2
Göteborgs och Bohus "	3	-2	2	5	-1	-3	-7	-2	3
Älvsborgs "	2	-1	-1	2	-1	-3	-4	-5	3
Skaraborgs "	2	1	-1	2	1	-3	-2	-7	-1
Värmlands "	4	1	2	3	1	-3	-14	-8	6
Örebro "	1	-1	1	1	-1	1	1	-3	3
Västmanlands "	-1	-4	1	2	-3	2	1	-3	2
Kopparbergs "	2	-1	1	2	-2	1	-2	-2	2
Gävleborgs "	1	2	2	2	-2	-2	-1	-11	3
Västernorrlands "	3	3	3	4	-1	-1	1	-9	3
Västerbottens "	3	3	3	1	-3	2	1	-5	2
FINLANDE									
Österbotten	5	3	4	2	-2	-2	-1	-2	3
Savokarelien	6	1	4	3	-3	-1	-8	-5	5
Tavastland	4	1	3	1	-5	3	-5	-2	2
Satakunta	4	3	2	3	-5	1	-1	-2	2
Nyland	3	2	3	0	-4	3	-10	1	1
Egentl. Finland	1	-1	3	3	-1	3	1	-1	2
Åland	2	1	4	4	3	5	-6	-9	6
NORVEGE									
Trondheim	2	2	1	1	1	1	-5	-2	1
Bergen	2	2	2	2	1	-5	-1	2	2
Kristiansand	2	3	2	3	2	-8	-4	2	3
Akershus	3	1	1	2	1	-3	-9	-1	3
ISLANDE	3	2	3	-1	-1	3	-2	2	2

TABLEAU 3

Intensité de mortalité (=I) la plus forte dans les provinces et régions des pays nordiques
au cours des années 1736-1744 d'après la formule des crises Hollingsworth

Province ou région	Année	n	q ^m	m	q ^j	q ^d	I
DANEMARK							
Sjælland	1737	189 959	27,4	1735, 1742-45, 1747, 1749	41,0	13,6	6,38
Fyn	1737	130 066	26,9	1735, 1739, 1743-46, 1750	40,8	13,9	5,07
Ribe	1737	83 570	27,0	1735, 1739, 1744-45	33,6	6,6	1,78
Århus	1742	106 359	26,0	1720-1735	38,6	12,6	4,02
Viborg	1738	51 061	24,9	1730-1735	31,3	6,4	1,25
Ålborg	1742	70 940	25,3	1729-1735	36,0	10,7	2,60
Schleswig	1737	225 852	23,3	1735, 1738-40, 1742-46, 1749	28,6	5,3	2,77
Holstein	1740	127 887	36,3	1735, 1738-39, 1743-44, 1748	50,6	14,3	5,15
Oldenburg-Dehmenhorst	1740	66 516	28,1	1735-36, 1739, 1742-43, 1745-47	51,6	23,5	5,52
SUEDE							
Stockholms Län	1737	87 699	14,1	1721-1735	34,5	20,4	5,77
Uppsala "	1740	58 288	27,9	1721-1735	57,2	29,3	6,33
Södermanlands "	1743	73 920	20,8	1721-1735	32,2	11,4	2,83
Östergötlands "	1737	120 770	21,5	1721-1735	45,4	23,9	8,38
Jönköpings "	1743	97 613	17,9	1721-1735	34,9	17,0	5,12
Kronobergs "	1739	58 920	23,9	1721-1735	39,2	15,3	3,27
Kalmar "	1740	84 866	21,4	1721-1735	35,6	14,2	3,92
Götlands "	1738	23 177	17,0	1721-1735	49,9	32,9	3,87
Blekinge "	1739	42 870	15,0	1721-1735	28,5	13,5	2,34
Kristianstads "	1739	82 744	21,9	1721-1735	36,4	14,5	3,89
Malmöhus "	1740	95 887	19,1	1721-1735	37,6	18,5	5,52
Hallands "	1743	55 672	17,7	1721-1735	36,2	18,5	3,85
Göteborgs och Bohus "	1742	73 449	28,2	1721-1735	75,7	47,5	12,23
Älvsborgs "	1743	112 594	15,1	1721-1735	52,1	37,0	12,55
Skaraborgs "	1743	93 528	16,2	1721-1735	64,7	48,5	14,71
Värmlands "	1742	93 839	29,3	1721-1735	121,6	92,3	29,39
Örebro "	1743	70 389	23,2	1721-1735	41,8	18,6	4,52
Västmanlands "	1740	68 623	26,0	1721-1735	47,7	21,7	5,20
Kopparbergs "	1743	91 604	23,7	1721-1735	34,0	10,3	2,94
Gävleborgs "	1743	51 229	20,6	1721-1735	82,4	61,8	12,71
Västernorrlands "	1743	52 836	18,2	1721-1735	65,1	46,9	9,69
Västerbottens "	1743	35 168	17,3	1721-1735	44,2	26,9	4,15
FINLANDE							
Österbotten	1740	71 482	23,4	1722-1735	51,1	27,7	6,86
Savokarelien	1742	68 575	18,2	1722-1735	62,8	44,6	10,93
Tavastland	1740	52 063	21,7	1722-1735	63,8	42,1	8,57
Satakunta	1740	47 224	20,1	1722-1735	57,0	36,9	7,00
Nyland	1742	53 589	19,9	1722-1735	65,9	46,0	9,60
Egentl. Finland	1740	53 741	21,7	1722-1735	44,1	22,4	4,57
Åland	1743	7 256	18,1	1722-1735	75,0	56,9	3,16
NORVEGE							
Trondheim	1742	15 008	18,2	1735-1741, 1743-1749	43,2	25,0	2,18
Bergen	1741	109 232	23,2	1735-1740, 1743-1748	45,0	21,8	7,13
Kristiansand	1741	94 865	20,6	1735-1740, 1743-1747	66,0	45,4	13,85
Akershus	1742	261 925	24,8	1735-1740, 1744-1747, 1749	67,3	42,5	25,41
ISLANDE	1742	44 753	23,3	1735-1737, 1743-1750	44,7	21,4	3,85

n = nombre d'habitants.

q^m = taux moyen de mortalité exprimé en ‰.

m = années considérées pour la détermination du q^m.

q^j = taux de mortalité de l'année possédant la plus forte intensité de mortalité, en ‰.

q^d = q^j - q^m. Il y a crise lorsque I > 20.

Si l'on parcourt les cartes pour les années 1736-1739, on voit qu'en 1736 une vague de déficits des naissances démarra à Copenhague et à Stockholm et dans leur hinterland respectif, qu'à partir de là, elle se répandit plus loin vers l'intérieur en 1737 et qu'elle toucha en même temps les régions entourant Göteborg et Turku en Finlande ainsi que l'île de Gotland dans la mer Baltique. En 1738, elle diminua lentement pour disparaître pratiquement en 1739. Ces cartes nous suggèrent comme hypothèse de travail qu'une maladie infectieuse génératrice d'épidémie se répandit, par voie maritime, en passant par les villes portuaires principalement. Par contre, en examinant la succession des cartes des années 1740 à 1744, nous aboutissons à une hypothèse de travail fondamentalement différente. De vastes régions ont été touchées en même temps par une vague de mortalité dans plusieurs pays nordiques ou dans tous. Dans ce cas, il faudra chercher la cause de la crise dans une période de mauvaises récoltes générales. Les recherches ultérieures seront organisées en fonction de l'hypothèse de travail. Dans le premier cas, il est probable que des recherches dans les archives des services d'hygiène des ports concernés seront nécessaires; dans le second cas par contre, il faudra dresser des listes de prix des céréales pour chaque province ou région en particulier pendant la période en question.⁴

⁴ Pour ces recherches ultérieures cf. Arthur E. Imhof, *Aspekte der Bevölkerungsentwicklung in den nordischen Ländern 1720-1750*. 2 volumes, Francke Verlag, Berne, 1976, pp. 769 ss. Les indications numériques pour les tableaux 1 à 3 ainsi que les cartes 1 à 10 sont de même empruntées à cet ouvrage, cf. chapitres 2 et 3, pp. 74 ss., pp. 160 ss.

Carte 2

Excédents des naissances en 1736



■ Régions enregistrant des déficits de naissances

Carte 3

Excédents des naissances en 1737



■ Régions enregistrant des déficits de naissances

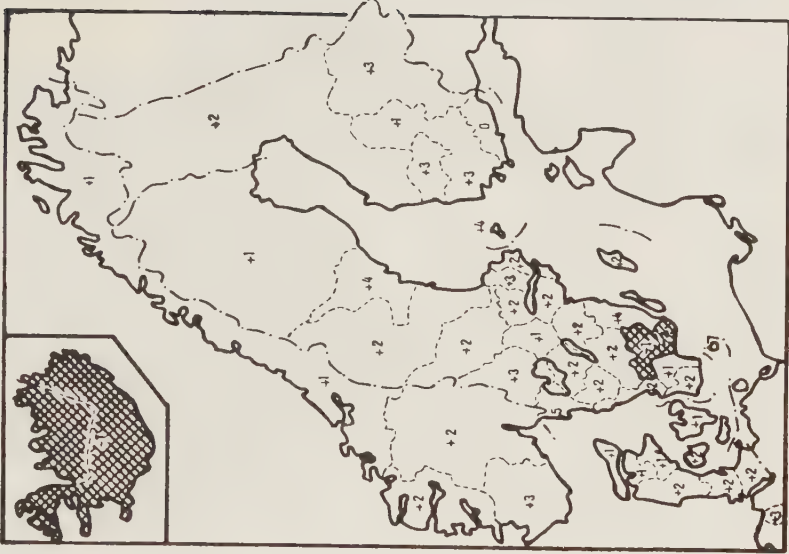
Carte 4

Excédents des naissances en 1738



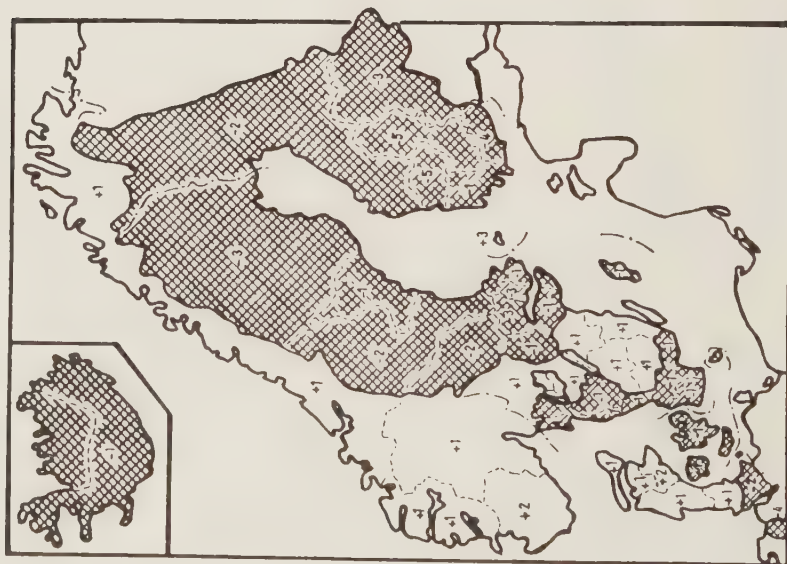
Carte 5

Excédents des naissances en 1739



Carte 6

Excédents des naissances en 1740



Carte 7

Excédents des naissances en 1741



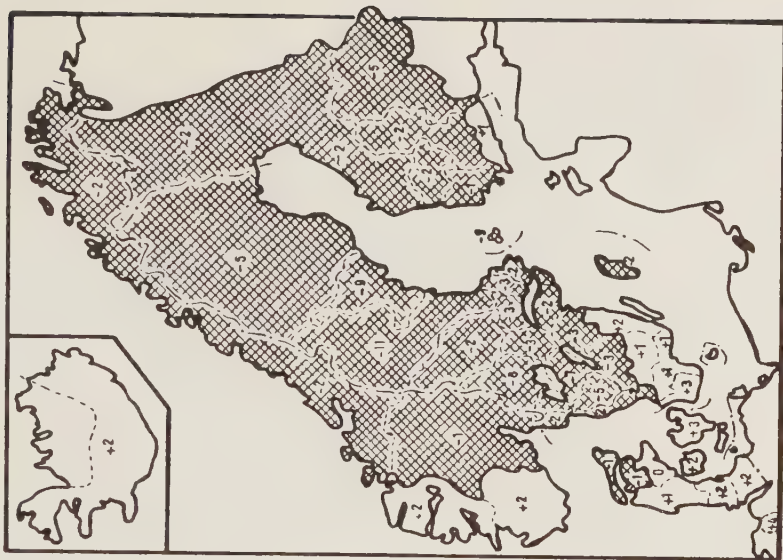
Carte 8

Excédents des naissances en 1742



Carte 9

Excédents des naissances en 1743



Carte 10

Excédents des naissances en 1744



A NOTE ON PROFESSOR HOLLINGSWORTH'S CRISIS-INTENSITY-INDEX

Hans Chr. JOHANSEN

University of Odense,
Denmark

Professor Hollingsworth proposes to measure the intensity of a mortality crisis by using the formula

$$I = \frac{q}{1 - q} \cdot n^a \cdot t^{1-a}$$

where I is the intensity index, q the proportion that died during the crisis, n the size of the population affected by the crisis, t the number of weeks the crisis lasted and a is a parameter which is proposed to be equal to 0.67, on the basis of a "socio-psychological theory".

This formula seems to include most of the relevant variables that it is natural to take into consideration when measuring such an intensity, but it has two major drawbacks.

The first is that t is not an unambiguous value in a crisis. It is often difficult to say exactly when a crisis starts and when it stops, especially if the crisis takes place over a vast area and starts in one part of the area, spreads over the whole area and then disappears late in some distant part of the area.

The second drawback is the value of a , where any alterations in the assumptions behind the socio-psychological theory might change the coefficient to both a larger and a smaller value than the one that is proposed.

In order to find out how serious these objections to the formula are, I have calculated the index for various values of t and a for the plagues in London in 1665 and in Copenhagen in 1711. In the first case, about 80 000 out of

TABLE 1
Crisis-intensity-index for the London plague 1665

Value of a	Index for							
	t = 10	t = 11	t = 12	t = 13	t = 14	t = 15	t = 16	t = 17
0.30	38	43	48	53	57	62	66	71
0.35	95	104	114	123	130	138	145	152
0.40	198	214	230	246	259	271	282	295
0.45	375	404	431	458	478	499	517	538
0.50	674	722	768	813	846	879	907	942
0.55	1165	1244	1321	1394	1447	1500	1544	1599
0.60	1959	2088	2212	2330	2413	2497	2566	2653
0.65	3224	3430	3628	3816	3947	4077	4185	4321
0.70	5213	5539	5852	6149	6352	6554	4721	6930
0.75	8311	8821	9310	9772	10087	10398	10652	10974
0.80	13087	13880	14638	15352	15833	16309	16695	17186

TABLE 2
Crisis-intensity-index for the Copenhagen plague 1711

Value of a	Index for							
	t = 10	t = 11	t = 12	t = 13	t = 14	t = 15	t = 16	t = 17
0.30	45	56	66	76	83	92	98	104
0.35	102	123	142	158	170	184	193	200
0.40	192	228	258	285	304	326	338	349
0.45	327	386	436	477	507	540	558	573
0.50	528	621	698	761	806	856	880	902
0.55	821	962	1079	1174	1240	1314	1348	1378
0.60	1242	1453	1626	1765	1860	1968	2016	2056
0.65	1839	2147	2399	2600	2738	2892	2957	3013
0.70	2676	3120	3482	3769	3964	4183	4272	4348
0.75	3838	4471	4984	5390	5663	5970	6092	6195
0.80	5437	6329	7050	7618	7997	8424	8590	8728

a population of 497 000 died while in the second case about 20 000 out of a population of 60 000 died; the London crisis was then the more serious one in absolute figures, but the relative number of deaths was larger in Copenhagen.

The calculation can be found in tables 1 and 2; it can be seen from these that the index is highly sensitive to even small changes in α , whereas it is less influenced by changes in t . The tables also demonstrate that when α is small (< 0.5) the index is greater for the Copenhagen plague, whereas for values of α at 0.5 or above the index is greater for the London plague. The value of t does not matter in most cases in deciding which of the crises was the more severe, but it should be taken into consideration that if a crisis in a sparsely inhabited rural area had been used as an example, the results might have been different.

The importance of α for the index can also be demonstrated in another way. Figure 1 shows the London and Copenhagen crises in a diagram with w and n on the axes. A comparable intensity measure would require that we could draw a system of "iso-severity-curves" in the diagram, and the shape of these curves would depend on the size of α , but I do not find it possible to give any meaning to a specific shape of the "iso-severity-curves".

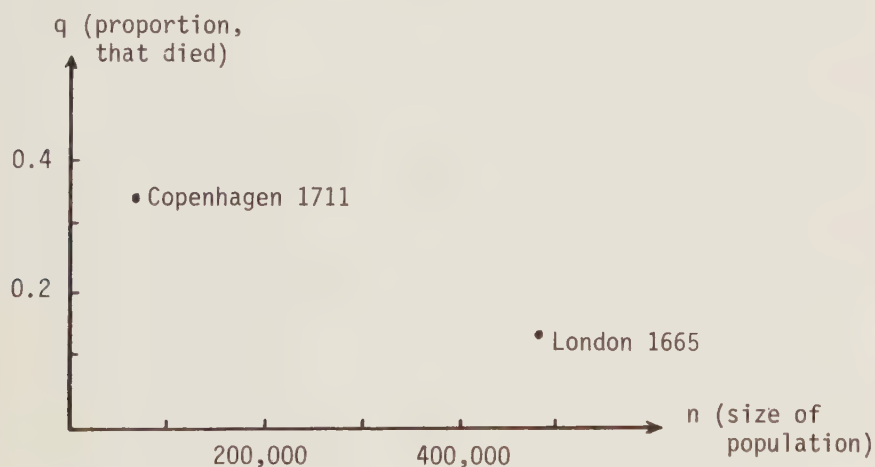


FIGURE 1

Intensity of plagues in London 1665 and Copenhagen 1711

It seems therefore not possible to accept professor Hollingsworth's formula as a solution to the problem, and as q , n and t are not comparable quantities, the problem as such does not seem to have any solution at all.

LES CRISES DE MORTALITE EN EUROPE DANS LA DEUXIEME MOITIE DU XIX^e SIECLE

Lajos MADAI

Département de statistiques, Institut National
d'Hygiène Publique de Hongrie et Université
Médicale de Semmelweis, Budapest

I. INTENSITE, PERIODICITE, EXTENSION GEOGRAPHIQUE DES CRISES DE MORTALITE

Dans le but de connaître l'intensité, la périodicité, les dimensions géographiques et les causes des crises de mortalité, j'ai étudié les tendances de mortalité, pendant la période 1860-1900, de quelques pays : la Suède, la Norvège, l'Angleterre et le Pays de Galles, le Danemark, les Pays-Bas, la Belgique, la France, l'Allemagne, l'Italie, la Suisse, l'Autriche et la Hongrie.

Les séries chronologiques contiennent les taux bruts de mortalité pour 1000 habitants, que j'ai comparés aux valeurs auxquelles on pouvait s'attendre à la lumière de leur tendance passée.

Pour calculer ces valeurs théoriquement attendues, j'ai employé la formule suivante, qui est l'expression de la tendance en géométrie analytique :

$$\Sigma y_t = nb_0 + b_1 \Sigma t$$

$$\Sigma ty_t = b_0 \Sigma t + b_1 \Sigma t^2$$

$$\boxed{\hat{y}_t = nb_0 + b_1 \Sigma t}$$

où y_t = taux brut de mortalité
 t = année de référence
 b_0, b_1 = coefficients de tendance
 n = nombre d'années observées
 y_t = valeur attendue.

A la lumière des résultats obtenus, j'ai pu indentifier les années de mortalité "favorables" et "défavorables", selon que le taux de mortalité observé pour l'année est inférieur ou supérieur à celui que l'on obtient de la tendance (Tableau 1).

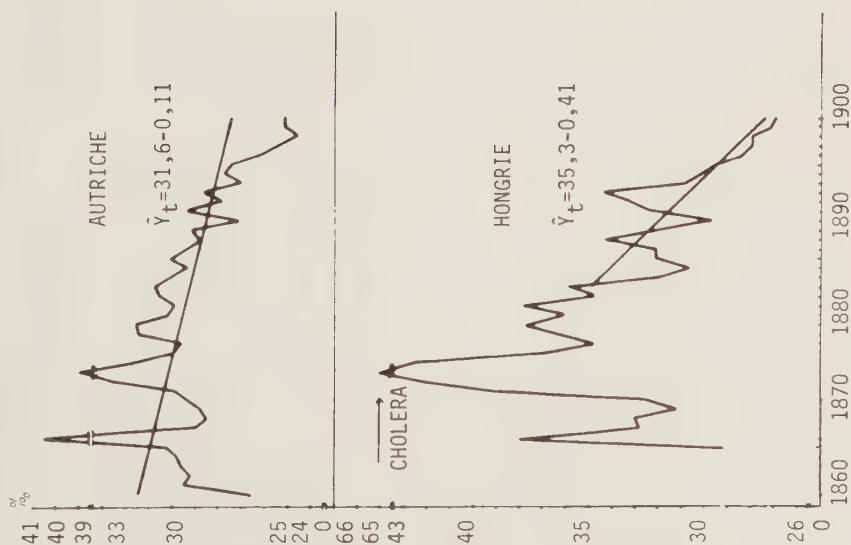
TABLEAU 1

Distribution des années de mortalité favorables et défavorables ¹
dans divers pays d'Europe de 1860 à 1900

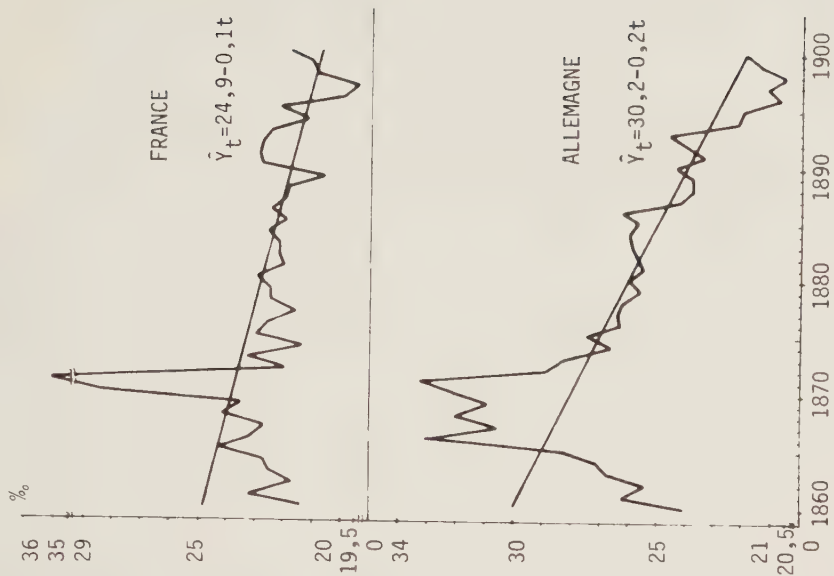
Pays	Nombre total d'années	Nombre d'années		
		favorables	défavorables	à taux observé et taux calculé égaux
Suède	41	19	18	4
Norvège	39	21	17	1
Angleterre et Galles	35	16	17	2
Danemark	40	22	16	2
Pays-Bas	41	17	21	3
Belgique	41	22	17	2
France	41	24	11	6
Allemagne	41	22	16	3
Italie	38	19	17	2
Suisse	31	14	13	4
Autriche	41	22	17	2
Hongrie	36	14	19	3
TOTAL	465	232	199	34
en %	100,0	49,9	42,8	7,3

¹ Années favorables : celles où le taux de mortalité observé est inférieur à la valeur découlant de la tendance.
Années défavorables : celles où le taux de mortalité observé est supérieur à la valeur découlant de la tendance.

Taux bruts de mortalité et tendance correspondante
1860-1900



Taux bruts de mortalité et tendance correspondante
1860-1900



On constate ici que sur les 465 années observées, 232 (49,9 %) montrent une mortalité favorable et 199 (42,8 %) une mortalité défavorable. Cette vision est cependant incomplète, puisqu'elle ne tient pas compte de l'ordre de grandeur de chacun des écarts entre le taux de mortalité observé et celui que l'on obtient de la tendance. J'ai donc classé (Tableau 2) les années de mortalité défavorables en quatre groupes suivant que le taux de mortalité est :

- 1) supérieur de 1 à 4 % à la valeur que l'on obtient de la tendance (augmentation modeste de la mortalité);
- 2) supérieur de 5 à 9 % à la valeur que l'on obtient de la tendance (augmentation significative de la mortalité);
- 3) supérieur de 10 à 19 % à la valeur que l'on obtient de la tendance (augmentation de la mortalité à lourdes conséquences démographiques);
- 4) supérieur de 20 % et plus à la valeur que l'on obtient de la tendance (ce qui correspond à une crise de mortalité influençant de façon défavorable l'accroissement de la population pendant une période assez longue).

II. INFLUENCE DES CRISES DE MORTALITE SUR L'ACCROISSEMENT DE LA POPULATION

Pendant la période 1860-1900, il y eut quatre crises de mortalité : l'épidémie de choléra (1872-1873); les épidémies de variole (1871-1880); la guerre franco-prussienne (1870-1871); la guerre austro-prussienne (1866).

1. L'épidémie de choléra en Autriche et en Hongrie

La mortalité a été extrêmement forte au cours de l'épidémie de choléra en Autriche et plus particulièrement en Hongrie (Tableau 3).

Le taux de mortalité de la Hongrie en 1873 a été à 65,1 pour mille le plus haut enregistré en Europe au cours de la deuxième moitié du XIXe siècle. Les taux d'accroissement naturel étaient en 1872 de -1,4 pour mille et en 1873 de -22,4 pour mille. Les taux de mortalité ont dépassé ces années-là de 28 et 97 pour cent les valeurs déduites de la tendance. Durant ces années de crise de mortalité, l'excédent des décès sur les naissances en Hongrie a été de 34 000 unités. Les nombres bruts sont encore plus éloquentes :

TABLEAU 2

Distribution des années de mortalité défavorables
dans divers pays d'Europe de 1860 à 1900
selon l'écart entre la valeur du taux de mortalité
observé et celle que l'on obtient de la tendance

Pays	Nombre total d'années	Ecart			
		1 à 4 %	5 à 9 %	10 à 19 %	20 % et +
Suède	18	8	5	5	-
Norvège	17	9	6	2	-
Angleterre et Galles	17	14	3	-	-
Danemark	16	8	4	4	-
Pays-Bas	21	10	8	3	-
Belgique	17	7	6	2	2
France	11	4	5	1	1
Allemagne	16	7	4	4	1
Italie	17	15	1	1	-
Suisse	13	9	3	1	-
Autriche	17	10	5	-	2
Hongrie	19	5	4	7	3
TOTAL	199	106	54	30	9
en %	100,0	53,3	27,1	15,1	4,5

la différence entre le nombre de décès des deux années de crise et celui de la dernière année normale (1870) est de 562 000 décès. Charles Keleti a estimé à 500 000 le nombre des victimes de l'épidémie de choléra en 1875. En 1873, par rapport à l'année 1870, la mortalité des enfants de 0-4 ans a augmenté de 57,4 %; d'autre part, l'augmentation de la mortalité a été encore plus grande parmi la population âgée de 5 ans et plus puisqu'elle a atteint 134,2 %.

La répercussion démographiques de l'épidémie de chloré-
ra ont été extrêmement graves en Hongrie. La population hongroise a perdu à cette occasion son accroissement naturel total de trois ans. De plus, après les années de choléra, a commencé en 1874 une autre période de crise, marquée par une épidémie de variole. Il en résultat une quasi-stagnation

TABLEAU 3

Influence de l'épidémie de choléra sur la mortalité et sur l'accroissement naturel en Hongrie et en Autriche en 1872-1873

Pays/ Année	Naissances vivantes	Décès	Accroissement naturel	Rapport du taux de mortalité observé et de celui que l'on déduit de la tendance (en %)	Accroissement naturel	Sur- mortalité 1
	pour 1000 habitants				nombres absolus	
HONGRIE						
1872	40,9	42,3	- 1,4	128	- 17 083	134 360
1873	42,2	65,1	- 22,4	197	- 307 263	427 970
AUTRICHE						
1872	39,0	32,6	6,4	108	133 125	60 299
1873	39,9	39,0	0,9	129	16 880	194 421
TOTAL						817 044

¹ Différence entre le nombre de décès de l'année de crise et celui de la dernière année normale.

de l'effectif de la population hongroise pendant plusieurs années, celle-ci passant de 13 693 en 1870 à 13 767 265 en 1877.

L'épidémie de choléra a aussi affecté l'Autriche voisine. Les taux de mortalité de 32,6 pour mille en 1872 et de 39 pour mille en 1873 qu'on y a enregistrés ont dépassé de 8 et 29 % la valeur obtenue de la tendance. Le taux d'accroissement naturel y est passé de 11 pour mille en 1871 à 0,8 pour mille en 1873. La surmortalité de l'Autriche au cours des années 1872-1873 est évaluée à 250 000 décès.

2. Les épidémies de variole en Hongrie

La variole a causé une crise de mortalité sévère en 1874. Le taux de mortalité de 42,6 pour mille a alors dépassé de 29 pour cent la valeur correspondant à la tendance.

TABLEAU 4

Influence des épidémies de variole sur la mortalité et sur
l'accroissement naturel en Hongrie de 1871 à 1880

Année	Naissances vivantes	Décès	Accroissement naturel	Rapport du taux de mortalité observé et de celui que l'on déduit de la tendance (en %)	Accroissement naturel	Sur- mortalité 1
	pour 1000 habitants				nombres absolus	
1874	43,1	42,6	0,5	129	716	125 643
1871	43,0	38,9	4,1	118	55 798	89 265
1875	45,9	36,9	9,0	112	107 439	54 229
1877	42,9	36,4	6,5	110	83 716	53 527
1878	42,4	37,7	4,7	114	63 309	74 989
1880	42,1	37,8	4,3	115	59 211	49 459
TOTAL						447 112

¹ Différence entre le nombre de décès de l'année de crise et celui de la dernière année normale.

L'accroissement naturel s'est chiffré en nombres absolus à 716 individus seulement. La surmortalité a été selon mon estimation de l'ordre de 126 000 décès.

Les épidémies de variole ont été très fréquentes en Hongrie dans les années 1870 : il y en a eu en 1871, 1875, 1877, 1878 et 1880. Ces épidémies de variole sont parfois survenues en même temps que d'autres épidémies (typhus, scarlatine). La surmortalité des années d'épidémie de variole a fait 447 000 décès en Hongrie. En ce temps-là, la vaccination contre la variole n'était pas encore obligatoire dans ce pays. La vaccination et revaccination contre la variole n'y sont devenues obligatoires que depuis 1887.

3. La guerre franco-prussienne

La guerre franco-prussienne a causé une grave crise de mortalité dans la population française. Les taux d'accroissement naturel y ont été de -2,9 pour mille en 1870 et de -12,2 pour mille en 1871. Durant ces deux années de crise, l'effectif de la population française a diminué de 548 000 personnes. La surmortalité établie en faisant la différence entre le nombre de décès des années 1870-1871 et celui de la dernière année normale (1869) est de 589 000 décès. Une vaste épidémie de dysenterie, liée à la guerre, a causé de lourdes pertes en vies humaines. A cela s'ajoute une coïncidence malheureuse : pendant les années 1870-1871, les récoltes ont été très mauvaises en France; la production de blé a alors diminué de 50 pour cent, de même que la production de maïs et de pommes de terre. En ce qui concerna la diminution de l'accroissement naturel, il faut préciser que le taux de natalité a diminué en France dans les années de crise, mais que cette diminution a été moindre que l'augmentation de la mortalité.

En Allemagne, les taux de mortalité étaient de 32,2 pour mille en 1870 et de 33,3 pour mille en 1871, ce qui dépasse de 15 à 20 % la valeur déduite de la tendance. Le taux d'accroissement naturel a diminué de 50 pour mille mais la différence entre les naissances vivantes et les décès était positive. La surmortalité a été de 342 mille décès en 1870-1871 en Allemagne. Le taux de surmortalité a été de 7,2 pour mille en Allemagne, contre 12,4 pour mille en France pendant les deux années de crise.

En 1871, le taux d'accroissement naturel a diminué aussi dans les pays voisins de la France et de l'Allemagne, notamment en Belgique, aux Pays-Bas et en Suisse. Les taux de mortalité ont augmenté dans ces pays - particulièrement en Belgique - de façon très significative. Diverses maladies infectieuses, dont l'épidémie de dysenterie probablement, ont été causes de grandes mortalités dans ces pays. La guerre franco-prussienne a donc joué là indirectement.

4. La guerre austro-prussienne

C'est en 1866 que la guerre austro-prussienne a causé le plus grand nombre de pertes de vies humaines en Autriche. Le taux de mortalité a alors été de 40,5 pour mille dépassant de 31 % le valeur déduite de la tendance. La surmortalité a fait 205 000 décès en Autriche. Le bilan des naissances vivantes et des décès se solde par un déficit de 2,9

TABLEAU 5

Influence de la guerre franco-prussienne sur la mortalité et sur
l'accroissement naturel dans cinq pays d'Europe en 1870-71

Pays/ Année	Naissances vivantes	Décès	Accroissement naturel	Rapport du taux de mortalité observé et de celui que l'on déduit de la tendance (en %)	Accroissement naturel	Sur- mortalité 1
	pour 1000 habitants				nombres absolus	
FRANCE						
1870	25,5	28,4	- 2,9	119	- 103 394	182 589
1871	22,9	35,1	- 12,2	148	- 444 889	496 690
ALLEMAGNE						
1870	44,2	32,2	12,0	115	336 153	138 019
1871	39,2	33,3	5,9	129	152 922	294 018
BELGIQUE						
1870	32,9	23,7	9,2	100	46 219	-
1871	31,6	28,9	2,7	123	13 014	27 387
PAYS-BAS						
1870	36,1	25,9	10,2	102	36 931	10 513
1871	35,4	29,5	5,9	118	21 327	24 425
SUISSE						
1870	29,8	25,9	3,9	107	10 462	8 988
1871	29,1	27,6	1,5	115	3 631	13 500
TOTAL						1 016 129

¹ Différence entre le nombre de décès de l'année de crise et celui de la dernière année normale.

pour mille. La mortalité a augmenté en Allemagne aussi, mais cette augmentation n'était pas aussi forte qu'en Autriche. Le taux de mortalité de l'Allemagne était de 33,1 pour mille; il dépassait de 15 % la valeur déduite de la tendance. La surmortalité en Allemagne se chiffre à 135 000 décès; le taux d'accroissement naturel, lui, a diminué de 50 %. Contrairement à l'Autriche, la différence entre les naissances vivantes et les décès était positive.

TABLEAU 6

Influence de la guerre austro-prussienne sur la mortalité et sur l'accroissement naturel en Autriche, en Allemagne et en Hongrie, en 1866

Pays/ Année	Naissances vivantes	Décès	Accroissement naturel	Rapport du taux de mortalité observé et de celui que l'on déduit de la tendance (en %)	Accroissement naturel	Sur- mortalité 1
	pour 1000 habitants				nombres absolus	
Autriche	37,6	40,5	- 2,9	131	- 57 837	205 474
Allemagne	39,1	33,1	6,0	115	160 778	135 445
Hongrie	41,2	38,0	3,2	115	42 067	112 044
TOTAL						458 963

¹ Différence entre le nombre des décès de l'année de crise et celui de la dernière année normale.

L'année 1866 a été très défavorable pour la Hongrie aussi. Le taux de mortalité, de 38 pour mille, a alors dépassé de 15 pour cent la valeur déduite de la tendance. Le taux d'accroissement naturel était très faible (3,2 pour mille). Une épidémie de choléra a été cause de surmortalité (112 000 décès); elle a été introduite dans les départements de l'ouest de la Hongrie par les soldats revenant de la guerre.

Parmi les six pays étudiés (Allemagne, Autriche, Hongrie, France, Pays-Bas, Belgique) seuls l'Autriche, la Hongrie et la France ont connu des taux d'accroissement naturels négatifs entre 1860 et 1900 (Tableau 7).

Les minimums des taux d'accroissement naturel indiqués ici correspondent aux années de crise de mortalité.

Les taux d'accroissement naturel négatifs dans les années 1895 et 1900 sont liés à la diminution graduelle de la natalité en France.

Au total, la surmortalité des douze pays étudiés représente 3 360 000 décès pour les années 1860 à 1900 (Tableau 8). Les années de crise sont celles où les taux bruts de mortalité dépassent de 10 % et plus la valeur déduite de la tendance. La plus grande partie de cette surmortalité - 69 % - est survenue dans la période 1870-1880. Au cours de cette décennie, c'est la Hongrie qui a connu la plus grande surmortalité avec 1 009 000 décès, c'est-à-dire 43,7 pour cent de la surmortalité des douze pays. Le taux d'accroissement annuel de la population hongroise a d'ailleurs été extrêmement faible entre 1870 et 1880, soit de 0,13 pour mille. On constate d'ailleurs dans ce pays une grande différence entre l'accroissement annuel de la population durant cette période malheureuse et celui des deux dernières décennies du XIXe siècle.

Les pertes dans la population française ont été relativement graves et le taux d'accroissement annuel de cette population a été le plus bas après celui de la Hongrie. Notons cependant que la baisse de l'accroissement annuel de la population française résulte aussi de la diminution de la natalité dans les deux dernières décennies du XIXe siècle. Par contre, l'Angleterre et le Pays de Galles, le Danemark, l'Italie, la Norvège n'ont pas connu de crises de mortalité entre 1870 et 1880. Les taux d'accroissement annuels de leurs populations ont été plus élevés qu'en Hongrie et en France.

Le taux d'accroissement annuel de la population comprend le solde migratoire. Il serait donc nécessaire de voir l'influence des migrations puisque, vers la fin du XIXe siècle, a commencé une émigration intensive de l'Europe vers les pays d'Outre-Mer, mais cela dépasse notre propos.

TABLEAU 7

Taux d'accroissement annuel de la population (en pour mille)
au cours de la période 1865-1900 dans six pays d'Europe ¹

Année	Pays					
	Allemagne	Autriche	Hongrie	France	Belgique	Pays-Bas
1865	10,8	7,4	11,4	2,2	7,2	10,4
1866	<u>6,0</u>	- 2,9	<u>3,2</u>	3,2	<u>1,1</u>	<u>6,8</u>
1867	12,4	7,4	15,2	3,7	10,6	12,3
1868	<u>10,7</u>	9,3	8,5	1,6	9,9	10,3
1869	12,8	10,5	10,5	2,2	9,9	11,1
1870	<u>12,0</u>	10,2	9,2	- <u>2,9</u>	9,2	10,2
1871	<u>5,9</u>	11,0	<u>4,1</u>	- <u>12,2</u>	<u>2,7</u>	<u>5,9</u>
1872	10,5	6,4	- 1,4	4,7	9,4	10,1
1873	11,4	<u>0,9</u>	- 22,4	2,7	11,3	12,1
1874	13,3	8,0	<u>0,5</u>	4,8	12,5	13,6
1875	13,0	9,8	<u>9,0</u>	2,9	10,2	11,0
1876	14,5	10,3	10,0	3,6	11,2	13,5
1877	13,6	7,2	<u>6,5</u>	3,9	11,4	14,4
1878	12,7	6,4	<u>4,7</u>	2,7	10,2	13,1
1879	13,3	9,4	9,0	2,6	9,8	14,1
1880	11,6	8,0	<u>4,3</u>	1,7	8,7	12,0
1885	11,3	7,5	12,5	2,3	9,9	13,4
1890	11,3	7,3	8,2	- 1,0	9,1	12,4
1895	14,0	10,4	12,0	- 0,5	9,0	14,2
1900	13,6	11,8	12,3	- 0,5	9,6	13,7

¹ Les taux soulignés indiquent les années de crise, c'est-à-dire celles où le taux de mortalité dépasse de 10 % et plus la valeur déduite de la tendance.

TABLEAU 8

Distribution de la surmortalité et des taux d'accroissement annuels de la population dans divers pays européens au cours de la période 1870-1880

Pays	Nombre d'années de crise ¹	Surmortalité ² de 1870-1880		Taux d'accroissement annuel de la population en % de		
		Nombres absolus		1870-1880	1880-1890	1890-1900
		Total	en %			
Hongrie	8	1 009 442	43,7	0,13	1,11	0,98
France	2	589 279	25,5	0,44	0,19	0,16
Allemagne	2	342 037	14,8	0,73	1,12	1,35
Autriche	2	254 714	11,0	0,89	0,88	1,03
Pays-Bas	2	34 938	1,5	1,14	1,18	1,24
Suède	2	29 154	1,3	0,91	0,47	0,71
Belgique	1	27 387	1,2	0,96	0,95	0,98
Suisse	2	22 488	1,0	0,64	0,38	1,05
Angleterre et Pays de Galles	-	-	-	1,24	1,00	1,10
Danemark	-	-	-	0,99	0,99	1,10
Italie	-	-	-	0,60	0,69	0,69
Norvège	-	-	-	0,64	0,66	1,14
TOTAL	21	2 309 439	100,0			

¹ Les années de crise sont celles où le taux de mortalité dépasse de 10 % et plus la valeur déduite de la tendance. Y sont compris certaines années où le taux de mortalité dépasse la valeur déduite de la tendance par moins de 10 % : Autriche 1872 : 8 %, Pays-Bas 1870 : 2 %, et Suisse 1870 : 7 %, parce que ces années sont reliées à celles de crises de mortalité.

² Différence entre le nombre de décès de première année de crise et celui de la dernière année normale.

BIBLIOGRAPHIE

- Abel, A., "Die Rückgang der Sterblichkeit in der letzten 50 Jahren und seine Bedeutung für die Siedlungswesen.", *Allgemeines Statistisches Archiv*, 1904, VI, 19. II. Teil, 145-262 p.
- Hirsch, A., *Handbuch der historisch-geographischen Pathologie*, Jena, 1859, 1862.
- Keleti, K., *Magyarország népesedési mozgalmak 1864-1873-ban és a cholera*. Budapest, 1875, 56 p.
- Kuczinsky, R., *The balance of births and deaths*, New York, 1928, 2 vol. 140 + 170 p.
- Magyar Statisztikai Evkönyv*, 1874-1880.
- Statistical Abstract for the Foreign Countries*, London, 1893.
- Sundbärg, G., *Bevölkerungstatistik Schwedens 1750-1900*, Stockholm, 1907, 170 p.
- Szél, T., *Egészségügyi Statisztika*, Budapest, 1930, 461 p.
- Thirring, L., *Magyarország népessége 1869 és 1949 között. Magyarország történeti demografiája*, Szark, Kovács J., Budapest, 1963, VI. füzet, 221-440 p.
- Világgyógyászati idősorok 1860-1960*, Központi Statisztikai Hivatal, 1967.
- Westergaard, H., *Die Lehre von der Mortalität und Morbidität*, Jena, 1882, 504 p.

CRISES OF MORTALITY

A COMMENT ON THE PAPER OF T.H. HOLLINGSWORTH

Peter MARSCHALCK

Ruhr-Universität
Bochum, West Germany

Dr. Hollingsworth has defined the intensity of mortality as

$$I = \frac{nq}{n(1-q)} \cdot \frac{1}{t} \cdot (n \cdot t)^{2/3}$$

As a matter of fact it is hard to argue about a definition, but this formula induces some questions.

1. As to the objective factor of the intensity

$$I_{obj.} = \frac{nq}{n(1-q)} \cdot \frac{1}{t}$$

Dr. Hollingsworth writes that the intensity is proportional to the number dying and inversely proportional to the number surviving and - some lines later - that for the calculation of the intensity the excess deaths have to be used. If we suppose that nq is the number of excess deaths, $n(1-q)$ will never be the survivors "bearing the stress", but is the number of survivors plus those who died by normal mortality. If d is the normal mortality rate, and bearing in mind that the calculation of I requires the summing up of the q 's, the formula now would be

$$I_{obj.} = \frac{\sum q_t}{1 - \sum q_t - t d} \cdot \frac{1}{t}$$

2. Another fact in the objective part of the intensity should be taken into account, namely the function of the total population : the larger the population is, the smaller are the probable deviations of the actual death rates from any normal death rates, and vice versa the smaller the population is, the more often high actual death rates have to be counted not as indicators of mortality crises, but as normal-ranged death rates. So the intensity must be proportional to a factor $(1-2\epsilon)$, ϵ being a function of d and n . By the law of large numbers, for a high probability of the difference between the actual and the normal mortality rates being smaller than or equal to an $\epsilon > 0$

$$P(|DR - d| \leq \epsilon) \rightarrow 1$$

the value of ϵ is

$$\epsilon = \frac{3 \sqrt{d(1-d)}}{\sqrt{n}}$$

So the formula for the objective part of the intensity of mortality comes to

$$I_{obj.} = \frac{\Sigma q_t}{1 - \Sigma q_t - t \cdot d} \cdot \frac{1}{t} \cdot \left(1 - \frac{6 \sqrt{d(1-d)}}{\sqrt{n}}\right)$$

3. In the sketch of his socio-psychological theory Dr. Hollingsworth has explained why he is taking the subjective part of the intensity as

$$I_{subj.} = (n \cdot t)^a \quad \text{with } a < 1$$

The feeling of high mortality being a crisis of mortality is supposed to grow with the population affected as well as with the time passed.

Let us consider the second point first :
The assumption of the intensity growing with time neglects the fact (maybe it is only a relatively true hypothesis) that human beings get accustomed in the course of time to any changes that might have affected them. It seems sure that there is a certain time interval (let us say five years) in the course of which the subjective factor of intensity is rapidly increasing under the premises of felt

excess mortality, but after this time interval the intensity must decrease because of the people having become used to the excess mortality. This means that after a certain time the actual high mortality (normal plus excess mortality) becomes more and more normal in the feeling of the people.

A formula satisfying these assumptions is the chi-square density function

$$f(t) \sim t^{\frac{a-2}{2}} \cdot e^{-\frac{t}{2}}$$

that has a maximum at $t = a - 2$ for $a > 2$.

For the calculation of this formula the time t would have to be counted in years.

4. Another consideration of the subjective factor of the intensity of mortality leads to the question whether there should be or not a term showing the relation of the excess deaths to the normal deaths

$$\frac{\sum q_t}{t \cdot d}$$

On the one hand this relation is really seen and felt by the people and so it seems to belong to the subjective part; on the other hand it is an objectively measured term and in that way it seems to belong to the objective part, and if so, there would be no necessity of this term, because it is integrated anyway as part of the relation of excess deaths to the number of survivors.

5. The discussion of time in the subjective factor of intensity has shown that it is not the time as such nor the subjective perception of time, but the subjective impression of the intensity of mortality as a function of time that has to be taken in account.

In this regard, similar considerations apply to the role of the total population affected by excess mortality. Here, too, not the perception of the number of human beings, but the impression of the intensity as a function of people comes into question. But what really might this impression be ?

Following Dr. Hollingsworth' assumptions, there must exist an observer, but it is not quite clear whether this observer is part of the population affected by excess mortality or not.

Let us think of an example : Given a region E with a population of 450,000 and four subregions A, B, C and D with populations of 50,000, 50,000, 100,000 and 250,000. The following table shows the intensity of mortality calculated with Dr. Hollingsworth' formula on the basis of $t = 365$ days and excess mortality rates noted below.

TABLE 1

Region	q	I
A	.07	14.3
B	.04	7.9
C	.03	9.4
D	.02	11.3
E	.03	25.4

The population of the whole region E experiences a crisis of mortality - objectively, because the objective intensity is independent of the number of people, and subjectively, because the number of people is great enough. No sub-region, not even that with more than doubled excess mortality rates, shows a crisis.

And now let us repeat the question : Who is the observer ? If he is one of the 450,000 inhabitants of E, he must be at the same time an inhabitant of one of the sub-regions A, B, C or D. Assuming he is an inhabitant of A (and E respectively) he has to identify a crisis in E and to disregard the much higher mortality in the sub-region where he lives.

In any case, there seems to be a contradiction at least for those observers who are not members of populations under observation, i.e. for the historical demographers.

6. As far as Dr. Hollingsworth's socio-psychological theory is concerned, the question may be stated, why this theory was framed, in other words, what really is the sense of the subjective factor of the intensity of mortality ? We may suggest that beside others one reason for the existence of this factor is the necessity (or the desire) of the objective factor having to be supplemented by a corrective term.

As the objective factor of Dr. Hollingsworth's formula is inversely proportional to the time, and all changes caused by the variations of the excess mortality in the course of time become insignificant because of the stress laid upon time, there is really a necessity for the corrective factor in the objective part of the formula.

To make the intensity a function of total population is one way and Dr. Hollingsworth has stated his arguments for it; to make the correction on the time factor would be another. And as a matter of fact, the formula

$$I^+ = \frac{\sum q_t}{1 - \sum q_t - t \cdot d} \cdot t^{-2/3} \cdot \left(1 - \frac{6 \sqrt{d} (1 - d)}{\sqrt{n}}\right)$$

already shows good results, in so far as the I^+ 's of Dr. Hollingsworth are relatively parallel to the I^+ 's calculated with the formula given above. But there are some differences in the technique of analysing the data in respect of a crisis having occurred or not. If we define a crisis at a value of $I^+ > 5 \cdot 10^{-3}$ where time is measured in years, the calculation of the I^+ 's proceeds as follows: One has to take all excess mortality rates $q > 4.7 \cdot 10^{-3}$ and calculate the respective I^+ . According to the normal mortality rate one will get a value $I^+ > 5 \cdot 10^{-3}$ or not. If the calculated I^+ is not identified as a crisis, one has to begin the procedure with another q . If the I^+ was a crisis, one has to proceed to the next q that is after the first (it is not allowed to go back in time!) and so on until the values of I^+ begin to decrease.

7. Every definition of a crisis of mortality is based on a theoretical framework, and an approach that leads to a redefinition of the intensity is laid down in the critical remarks on Dr. Hollingsworth's formula. But, besides being theoretically distinct, definitions must be practicable and useful.

Because of the lack of detailed data on mortality until the end of the 19th century, it is necessary to use the crude rates in a way that enables us to compare data from different regions and different times.

Dr. Hollingsworth has given us some empirical tests, which proved the ability of his formula to identify the Plague of London, or the Black Death in Europe, or the Lisbon earthquake as a mortality crisis. But already a hypothetical test (table 1) has proved the difficulties one is confronted with in using that formula for I.

No doubt that there are also objections to the formula for I^+ . For instance, it might be considered a contradiction that a crisis was identified of let us say two years' duration with values of $q_1 = 5.8\%$ and $q_2 = 4.1\%$, but the preceding value of $q_0 = 4.7\%$ does not belong to this crisis.

8. The following table shows the years of crises derived from the calculation of I and I^+ for the state of Prussia, the Prussian provinces of Silesia, Pomerania and Westphalia, and the cities of Berlin and Barmen (Rhine-land) from 1816 to 1875.

There are several coincidences of the crises in the different regions of Prussia.

The famine of 1816/17 lead to a crisis of mortality in Prussia as well as in Pomerania, Westphalia, Berlin, and Barmen, whereas no crisis was observed in Silesia.

The early 1820s, as a time of real prosperity all over Germany, showed no crisis of mortality.

Then there were many crises of mortality between 1826 and 1837, induced by the depression of agriculture of 1825 and the following time of increasing costs of living and the crises in trade of the 1830s.

The economic depression as a result of the last crisis of agriculture, which lasted from 1846 to 1857, is reflected in another but smaller set of mortality crises from 1846 to 1849 and from 1852 to 1858, Westphalia showing none and Berlin and Barmen fewer crises.

In the second half of the 19th century, the crises of mortality induced by famines (agricultural depressions) had ceased. Now wars caused excess mortality and mortality crises, as in 1866 (all regions except Westphalia) and in 1870/71.

TABLE 2
Mortality crises in Prussia and selected Prussian regions
1816-1875

	Calculated with I	Calculated with I ⁺
Prussia	1817-19 1826-34 1846-49 1852-53 1855 1857-58 1866 1870-73	1831-34 1848-49 1852-53 1866
Silesia	1826-29 1831-37 1847-49 1852-56 1866	1832-37 1847-49 1855 1866
Pomerania	1831-35 1846-49 1865-66 1868-72	1819 1827 1831-34 1847-49 1853 1865-66 1868-69
Westphalia	1869-75	1819 1829-32 1837 1871-73
Berlin	1871-75	1818-19 1830-34 1837 1849 1865-66 1868 1871-75
Barmen		1817-19 1830-31 1833-34 1839-40 1842 1844-47 1850 1863 1866-67 1869 1871-73

Whatever formula be used for the calculation of the intensity, the city of Barmen, which grew from 19,000 inhabitants in 1816 to 85,000 in 1875, is the great exception among the regions that were selected for the analysis. For an explanation, it would be necessary to analyse more small regions, industrial as well as agricultural ones.

9. It would have been possible to calculate the intensity of mortality for more German, especially Prussian, regions and to give more details on the coincidence of mortality crises. But there are many very small regions (up to 500,000 inhabitants) which are of very great historical as well as demographic interest. As to the formula of Dr. Hollingsworth, those regions would not undergo any crisis in the course of relatively normal times.

However, to calculate intensities according to any formula would be of little importance at this phase of the discussion, which should be engaged in thinking over the definition of crises of mortality.

THE INTENSITY OF THE MORTALITY CRISES IN SPAIN : AN OUTLINE OF THEIR REGIONAL DIFFERENCES OVER TIME

Vicente Perez MOREDA

University of Madrid

It has been commonly accepted by contemporary Spanish historical scholars that the great epidemics of the sixteenth and seventeenth centuries constituted one of the most important negative factors in the demographic mortality of the country; furthermore, it is felt that catastrophic mortality was a decisive conditioning factor in the origins and evolution of the decadence of the seventeenth century, which delimits the deplorable state of the socio-economic structure in the time of the later Spanish Habsburgs.

With this in mind, since both the economic writings of the period and recent research emphasize the significance of the Spanish demographic decline, above all in the seventeenth century, and the important part played there by the crises of epidemic mortality in relation with the downward curve of the economy, it may be instructive, for comparative purposes at an international level, to apply Hollingsworth's mathematical method to the data available for the Spanish case. Thus it may be possible to verify in some measure those extended statements, and reconsider the real nature of the severity of the great mortality crises in Spain.

One might also establish internal comparisons at a regional level, the exact terms of the supposed opposition between urban and rural areas, and finally the differences in intensity of the crises suffered by a single specific locality or area in different occasions.

It will be necessary to analyse, if possible, the seriousness of the outbreaks of bubonic plague which, both in the Crown of Castile and the Principality of Catalonia, constitute a tragic prelude, at the end of the sixteenth century, to the period of decadence : the Catalan plague of

1589-1592 and the Castillian plague of 1597-1602. The first of these, which affected Barcelona in 1589-1590 and which was the most serious of those suffered by the city in the century, is the culmination of a long series of outbreaks which recur throughout the century; for this one we possess figures which indicate the highest degree of intensity. It is instructive to compare the analysis of these figures with that of the data for the Castillian area, because the demographic density of the two regions in those years was completely unequal; perhaps because of this fact, the tendency then existed, and indeed still persists among historians, to put an exaggerated emphasis on the demographic crisis in the area which contained the higher percentage of the total population of the Monarchy ¹.

As for the Castillian plague of 1597-1602, it was felt to be by contemporary observers a decisive factor in provoking the Spanish crisis. Modern research has accentuated even more the importance of the outbreak, extending even further the area affected to comprise practically the whole of the Crown of Castile, from the northern coasts to the coasts of Andalusia, including vast rural areas, which perhaps had not been taken into consideration by the essentially narrative contemporary accounts, overawed as they were by the features of the ravage in urban centres.

Consequently, it can be asserted that, considered globally, the epidemic mortality of the final years of the sixteenth century in Castile is to be considered as perhaps the most important demographic crisis suffered by the Spanish population of all those for which we have sufficient data. It is, therefore, a good point of comparison for similar crises in other areas or other periods.

However, Professor Domínguez Ortiz, in a widely accepted classification of three great mortality crisis periods in the seventeenth century, placed in first position, as "the greatest catastrophe which Spain has experienced in the modern period" the epidemic of 1647-1652, slightly more serious than that of 1597-1602, and far more violent than the outbreak of 1676-1685, which is in turn more important than any other of the great epidemics of the century ². In his

¹ At the end of the sixteenth century, the Crown of Castile has a population of some 6 million inhabitants (78 % of the total population of Spain), and Catalonia, some 400,000 (5 %), according to the most reliable estimates.

² Antonio Domínguez Ortiz, *La Sociedad Española en el siglo XVII*, Madrid, 1963, I, pp. 67 and foll., especially p. 71. Demographic figures for the third of the epidemics, not studied here, of 1676-1685, are quoted by Henry Kamen, in his article "The Decline of Castile: the last Crisis", *Economic History Review* (1964), I, pp. 63/76.

recent studies of the Castilian plague, focussing his attention on the year 1599, B. Bennassar again indicates this crisis as the most acute experienced in Spain in the period³. A possible means of clarifying the issue might be to apply Hollingsworth's formulas to the figures we have available.

The mortality crises become less frequent and appear to lose strength in the eighteenth century. In the second half of the century it is not so much the outbreaks of epidemic mortality - although the waves of malaria and yellow fever are frequent at that time on the Mediterranean coast and Andalusia above all - as an "anomalous" mortality due to the subsistence crises, which recur sporadically throughout the last decades of the century, and which are of certain importance at least in inland areas, even if they are not always simultaneously experienced over large districts at the same date. As a first approach to the problem we might establish a comparison between the intensity of the mortality in 1804, caused primarily in the urban centres of Andalusia and the south-east of Spain by the yellow fever epidemic, and that of the older epidemic crises. At the same time we might make a comparison with the country side of the interior at this same date, given that in 1804 the highest peak in mortality is reached : indeed the rural inland of Spain has been unfortunately combining since the last years of the eighteenth century food shortages and the disease itself.

The chronological limits suggested to this brief report mean that our analysis will not be extended further into the nineteenth century, in the interests of maintaining the possibilities of comparison with data available at an international level. However, it is necessary to insist on the advisability of analysing in depth the epidemics of the nineteenth century, above all the outbreaks of cholera from 1833-1834 to 1885; indeed they extended generally throughout the country, and showed relatively high grades of intensity at a local level in some cases, even if, speaking in general terms, the average intensity of these outbreaks is considerably less than in previous centuries, which is shown by the progressive decrease in the lethality rate of the disease and in the crude death rate of which it is the cause. In this case we will only analyse very briefly the most general data for each crisis.

³ Bartolomé Bennassar, *Recherches sur les grandes épidémies dans le nord de l'Espagne à la fin du XVIIe siècle*, Paris, 1969, especially p. 10.

We might make the following account of the areas analysed in each period :

XVIth C.	<u>Catalonia</u> { Barcelona, XVIth C. Barcelona, 1589-90 Tarragona, 1592 <u>Castile</u> { Urban centres (4), 1597 and 1599 Rural centres (8), 1598-1600 Total SPAIN, 1597-1602
XVIIth C.	<u>Andalusia and the Levant</u> { Urban centres (6) 1647-1652 { Kingdom of Seville Island of Mallorca Total SPAIN, 1647-52
XIXth C.	<u>Andalusia and the</u> { Urban and rural centres <u>South-East, 1804</u> { (24) <u>Castile, 1804</u> { Rural centres (3) <u>Barcelona, 1834</u> Total SPAIN, 1833-34, 1854-55 and 1885

SOURCES OF DATA

As for the sources of the data needed to carry out the analysis, we have used those which the works of J. Nadal, B. Bennassar and A. Domínguez Ortiz have provided us with ⁴. In the first of these Professor Nadal made a synopsis of the mortality lists for the plague in the city of Barcelona for the fifteenth and sixteenth centuries, which were made up from original sources by Vinãs y Cusí and R. S. Smith. We then obtained the total mortality figures by adding for each period "normal" mortality figures included in the work of Pierre Vilar ⁵. The data referring to Tarragona in 1592 come from another study of Professor Nadal, made in collaboration

⁴ Jordi Nadal, *La Poblacion Espanola (Siglos XVI al XX)*, Barcelona, 1973^{3a}; Bennassar, *op. cit.*, in the previous note; A. Dominguez Ortiz, *op. cit.*, in note (2).

⁵ Pierre Vilar, *Catalunya dins l'Espanya moderna, II: El medi historic*, Barcelona, 1968, p. 150.

with E. Giralt, as do the figures referring to the plague of 1652 in the island and city of Majorca ⁶.

The work of Bennassar provides an ample range of figures with which to extend further the study of the Castillian epidemic of 1597-1602, especially the complete transcription of the correspondence between the local delegates of the Crown and the King from April to October 1599, the period of maximum intensity of the plague, which is conserved in the Section of State of the "Archivo General de Simancas" ⁷. Part of this information contains weekly reports of the mortality in some districts. From this work we have taken figures referring to the cities of Santander, Segovia, Madrid and Valladolid, correcting on occasion the figures for the total population, as we will explain later. As for the countryside, we have taken the most reliable figures for five localities from the provinces of Old Castile - Valladolid, Burgos, Avila and Segovia - even if we had to correct or evaluate personally the figures for the total population, basing ourself on the figures of the "Census" of 1591-1594, taken from the Archive of Simancas ⁸.

We accept the figure for the total mortality in Spain during the period which Bennassar gives, according to his own calculations and the opinion of several contemporary writers ⁹, even if Domínguez Ortiz and Nadal are in favour of a slightly smaller total. It is also to be taken into account that other writers, such as Elliott, are in favour of a much higher total ¹⁰.

The effects of the plague of 1647-1652 we measured in five cities of the South and the Levant - Seville, Cordoba, Cadiz, Huelva and Valencia -, in the total of the Sevillian country and in the whole of Spain, according to the figures

⁶ J. Nadal & E. Giralt, *La Population Catalane de 1553 à 1717*, Paris, 1960, pp. 39 and 43 respectively.

⁷ AGS, *Estado*, dossier n. 183, and also the dossiers 181, 182 and 184.

⁸ AGS, *Direccion General del Tesoro*, inv. 24, dossier 1.301.

⁹ The chronicler Cabrera de Cordoba estimated in 1599 the figure of 500.000, and Francisco Ruiz y Porcerio that of 600.000, which Bennassar quotes. Cristobal Pérez de Herrera in 1599 and Cellorigo in 1600 also emphasize the gravity of the situation in their writing.

¹⁰ Almost a million victims (15 % of the Castillian population), according to John H. Elliot, *Imperial Spain, 1469-1716*, London, 1963, Spanish translation p. 324.

provided in the work of Domínguez Ortiz ¹¹, supplemented by those given by Nadal and Giralt for Majorca we mentioned above.

For the analysis of the "extraordinary" mortality in the nineteenth century we have again consulted the work of Nadal, who quotes the data of Arejula which refer to the wave of yellow fever in Andalusia and the South-east in 1804, and also the official figures relative to the epidemic of cholera in 1833-34, 1854-55 and 1885.

We have extended our analysis of the mortality crises in rural areas including some unpublished information taken from parish death registers, for villages in the province of Segovia in 1804 and of Guadalajara in 1599-1600; these last figures are preserved in the National Historical Archive in Madrid ¹².

ANALYTICAL METHOD

We shall apply the methodological framework of Hollingsworth without any kind of modification whatsoever nor any attempt to develop the apparatus further. We feel however that such refinement is not only possible but necessary. We shall adopt here the most simple supposition, that of considering a and b , respective functions of the size of the population (n) and of the duration of the crisis (t), as of the same value :

$$a = b = \frac{1}{2}$$

All the calculations have been made twice, taking either the week or the day as the unit of time, whether the information relating to the duration of the crisis figures as daily or weekly, or if only dates of the beginning and the end of the period, or its total duration in rough terms are available.

We shall also offer as of importance, the value $I/\sqrt{n}$, preceeding the measure of I , and this evaluation of the intensity of the crisis independent of the size of the population considered has been carried out by considering " t " in its turn in weeks and days. Therefore four separate series of figures will be shown as final results.

¹¹ *Op. Cit.*, pp. 70 and foll., and 140 and foll.

¹² AHN, *Clero*, books 19.348, 19.420 and 19.505.

Nevertheless, in the interests of internal comparison between the results of this study, we shall only consider the columns of the values I and $I/\sqrt{n}$ measured in weeks, giving also the same values measured in days to facilitate possible comparisons with the results of other studies which might have measured the figure of "t" in that form.

DESCRIPTION OF THE RESULTS

We shall briefly summarize here the series of final results of each one of our analyses. The original figures relating to the duration of the crisis, the mortality it caused, and the size of the population, appear in the tables of the appendix, together with the whole of original data and results in those cases where it was possible to observe the development of the mortality in consecutive weeks. In these cases, we will quote below only those results which show the maximum intensity in the evolution of the crisis.

The results for the Catalan area from the fifteenth century to the end of the sixteenth century are the following :

	Date	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Barcelona	1489-1490	5.89	2.22	0.0372	0.0140
	1501	4.56	1.72	0.0277	0.0105
	1507	5.63	2.13	0.0336	0.0127
	1515	3.26	1.23	0.0191	0.0072
	1520	5.05	1.91	0.0292	0.0110
	1530	11.89	4.49	0.0635	0.0240
	1589-1590	14.45	5.45	0.0681	0.0257
Tarragona	1592	1.59	0.60	0.0248	0.0094
	1592 <u>bis</u>	1.27	0.48	0.0164	0.0062

It must be noted that in the city of Barcelona, from 1457 until the last of the dates analysed, there were at least seven other mortality crises of a similar intensity

to these, of which knowledge has come down to us, knowledge, however, insufficiently documented to permit any analysis here. As for the two estimates for Tarragona in 1592, they have been included because two different figures for the total population for the same date are given, that of "personas de comunión" (individuals in the age of taking communion) given by Nadal, and the estimate of total number of inhabitants which Domínguez Ortiz makes in his commentary on Nadal's figure ¹³.

The bubonic plague which Castile suffered in the years 1597-1602 produced the following results in the urban and rural centres studied :

CITIES

Place	Date	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Santander	1596-1597	41.83	15.84	0.7282	0.2957
Valladolid	1599 (1a)	7.05	2.66	0.0382	0.0144
	1599 (2a)	9.57	3.61	0.0519	0.0195
	1599 (3a)	8.57	3.24	0.0428	0.0162
Segovia	1599	5.05	1.92	0.0319	0.0121
Madrid	1599	2.80	1.06	0.0114	0.0043

¹³ Nadal speaks, without defining himself more clearly, of "inhabitants" in his studies above mentioned, but of "individuals of Communion" in his "Ensayo metodológico para el estudio de la población catalana de 1553 a 1717", *Estudios de Historia Moderna*, III (1953), p. 249. Domínguez Ortiz estimates a total of 6,000, in *op. cit.*, p. 154.

VILLAGES

Place	Province	Date	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Berninches	Guadalajara	1599	7.61	2.88	0.2536	0.0959
Sepúlveda	Segovia	1599	4.33	1.64	0.0993	0.0376
Sto. Tomé del Puerto	Segovia	1599	3.94	1.49	0.1570	0.0593
Chiloeches	Guadalajara	1599	1.93	0.73	0.0610	0.0231
Pomar de Valdivia	Burgos	1598	1.92	0.72	0.1108	0.0415
Villanubla	Valladolid	1599	1.41	0.53	0.0445	0.0167
Gutierre Muñoz	Avila	1599	0.93	0.35	0.0509	0.0191
Fuentelaencina	Guadalajara	1600	0.88	0.33	0.0266	0.0100

In terms of national figures the epidemic meant, accepting the figure of total mortality which Bennassar takes up (60.000 victims), an intensity of 14.21 for the five year period 1597-1602, measured in weeks, and a value of 0.005 for $I/\sqrt{n}$, measured in the same unit of time.

The first observation which one must make concerns the high values registered in the city of Santander. This is a question of a rather overblown estimate based on a figure for total population which is more than a little uncertain, deduced in turn on the figure which Bennassar attributes to (q), and on the figures given by some "censuses" carried out some years previously. Anyway, it is a centre of population which must be considered as only relatively urban, at which point the epidemic entered the Peninsula, and because of this, these values, perhaps a little exaggerated, indicate the nature of a real catastrophe at a local level¹⁴.

As for the total population figures for Segovia, we have estimated the figure given by Domínguez Ortiz to be more acceptable than the estimates of Bennassar, these tending to be excessive. Furthermore the first figure agrees

¹⁴ It is the "Libro de Acuerdos" of the Municipality of Santander which gives the figure of 2.500 victims (Bennassar, p. 27), and according to the Census of 1594, the town had approximately 3.000 inhabitants (Dominguez Ortiz, p. 152), or some 3.300 according to Bennassar, p.24.

very closely with the information given in the "Vecindario" (census of heads of family) of Simancas for 1591, applying a multiplier of 4.5 ¹⁵.

We have done the same with the total population of Valladolid for this date, although in this case we have made three different analyses, in the first place accepting the mortality figure given by a reading of the weekly correspondence in the Section of State of the Archive of Simancas and the figure for the total of population which can be deduced from the census of 1591, as presented for example by Reglá ¹⁶ (1st evaluation). We have also taken the figure for total mortality during the total period of the epidemic according to Bennassar's estimates, attributing to (n) the previous value (2nd evaluation), and afterwards the value which Bennassar and also Domínguez Ortiz indicate (3rd evaluation) ¹⁷.

In the case of Madrid we have more reasons to disagree completely with Bennassar, who suggests a total population figure of 35.000 for 1599. Domínguez Ortiz, who is much better documented with the contributions made in the nineteenth century by Tomás González and Pascual Madoz, suggests the figure of 60.000, which we will adopt ourselves, considering it to be a minimum estimate ¹⁸.

We have taken from Bennassar the total population figures of Villanubla and Pomar de Valdivia, and from the documents which he gives, that of Gutierre Muñoz. Those for the two villages quoted in the province of Segovia we have calculated ourselves on the basis of the figures given in the census of 1591, and those for the province of Guadalajara we have deduced from the birth and death curves drawn from the parish registers of each place.

¹⁵ AGS, *Dirección General del Tesoro*, dossier 1.301 : 5.548 householders in 1591.

¹⁶ Juan Regla, *Historia Social y Económica de España y América* of Vicens Vives, Barcelona, 1972^{3a}, III, p. 8.

¹⁷ See the Tables of the Appendix.

¹⁸ To be exact, Domínguez Ortiz speaks of "Between sixty to sixty-five thousand inhabitants (*op. cit.*, p. 131). María Carbajo Isla, who is preparing an important doctoral thesis on the population of Madrid, has provided me with lists of births for all the parishes of the capital in the years prior to, and after the epidemic, according to which the figure which we have given as valid would have to be raised even more.

The plague of 1647-1652 seriously affected all the mediterranean regions, Catalonia, Andalusia and the Levant. The virulence and widespread extension of this outbreak, both in urban and rural areas, have been generally accepted. There are available, however, reliable figures only with reference to its effect in urban centres, above all the cities of Andalusia. It is admitted that the disaster was of enormous importance in Catalonia, although we do not possess any series of figures which would enable us to quantify this importance.

Place or area	Date	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Seville	1649	70.87	26.80	0.1965	0.0743
Huelva	1648-1650	22.65	8.55	0.3202	0.1209
Valencia	1647-1648	19.24	7.24	0.0907	0.0341
Córdoba	1649-1650	16.85	6.36	0.0901	0.0340
Majorca (city)	1652	15.53	5.84	0.1047	0.0394
Cádiz	1649-1651	13.40	5.06	0.0801	0.0302
Kingdom of Seville	1648-1650	20.67	7.80	0.0267	0.0101
Island of Majorca	1652	15.18	5.74	0.0537	0.0203
TOTAL SPAIN	1647-1652	12.60	4.76	0.0048	0.0018

As happened with Santander in 1597, here as well the results for Huelva, especially that of $I/\sqrt{n}$, are considerably higher than the others - including that of the city of Seville -, and this is due to the high value which has been assigned to the mortality peak there ($q = 0.8$), in a town of very small population, hardly urban in character. Following the same line of reasoning this explains why the value of I is much higher in Seville - city -, where (q) and (n) are both high. Taking the Sevillian zone as a whole, this value is similar to that of the other places analysed, and declines considerably in respect to all of them if we omit for the moment the total population considered in each case. The same thing happens,

in more pronounced terms, with the results for the total of Spain.

The work of Nadal uses the data given by Arejula for 23 centres of population in Andalusia and the south-east affected by the yellow fever in 1804 ¹⁹. Here we will make a distinction between eight urban centres and nine rural centres, establishing as a somewhat arbitrary criterion for differentiating one from the other, the figure of 5.000 inhabitants, even if some of the places included as rural could possess, in terms of the period, semi-urban characteristics. Of the six remaining urban centres, because of the marginal significance of their mortality, they do not figure here (see next page) but in the Appendix.

It appears to us to be of interest, at least methodologically, to make a distinction between the results of the total of the 23 localities registered by Arejula-Nadal and the averages of the individual results of each place. With a total population of 393,600 inhabitants, and a mortality figure of 45.882, the value $I/\sqrt{n}$ is slightly lower than the arithmetical average of the figures contained in the column for the same value in the 23 localities, whilst on the contrary, the average of the column value I is much smaller than this value in the total figure, due to the higher value of the multiplier $\sqrt{n}$ in this last case.

As for the mortality for this same date, 1804, due above all to the agrarian subsistence crises of the preceding years, in three places on the Northern Castillian plateau, the results are as follows quoting only the figures for the highest point of intensity of the crisis in each place - :

Place	Province	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Cantalejo	Segovia	0.75	0.28	0.0263	0.0099
Otero de Herreros	Segovia	0.68	0.26	0.0230	0.0086
Fuenterrebollo	Segovia	0.69	0.26	0.0270	0.0102

¹⁹ Figures criticised during the period for being gross underestimates (Nadal, *op. cit.*, pp. 117-120).

	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
URBAN CENTRES				
Cartagena	21.43	8.07	0.1175	0.0443
Málaga	18.87	7.13	0.0993	0.0375
Yélez Málaga	18.69	7.09	0.1658	0.0629
Antequera	8.15	3.09	0.0675	0.0256
Morón	6.55	2.47	0.0624	0.0235
Ecija	6.48	2.44	0.0323	0.0122
Alicante	6.24	2.35	0.0542	0.0204
Cádiz	4.12	1.56	0.0175	0.0066
RURAL CENTRES				
Montilla	5.42	2.04	0.0857	0.0323
Espera	3.85	1.46	0.0844	0.0319
Espejo	1.38	0.52	0.0196	0.0074
Villamartín	1.24	0.47	0.0286	0.0108
San Juan	1.09	0.41	0.0185	0.0070
Paterna	1.02	0.38	0.0301	0.0114
Vera	0.89	0.33	0.0140	0.0053
Peñacerrada	0.59	0.23	0.0594	0.0232
Guardamar	0.14	0.05	0.0028	0.0011
Total (23 centres, rural and urban)	23.12	8.73	0.0368	0.0139
Averages for the 23 centres	4.71	1.78	0.0424	0.0160

The figures referring to cholera throughout the nineteenth century and its incidence at a national level are also given by Nadal, with certain reserves, justified in the case of Barcelona in 1834 by the contrast between the official figures, which were criticized as being seriously underestimated, and the daily register of the cemetery, which reveals that the official figures were probably underestimated by more than fifty per cent. The results of this analysis must, therefore, be considered as minimum values :

Place	Date	I (Weeks)	I (Days)	I/ n (Weeks)	I/ n (Days)
Barcelona	1834	3.06	1.16	0.0085	0.0032
TOTAL SPAIN	1833-34	2.81	1.06	0.0008	0.0003
	1854-55	5.99	2.26	0.0015	0.0006
	1885	4.03	1.52	0.0009	0.0004

SOME PROVISIONAL CONCLUSIONS

Whilst recognizing the need for more accurate figures and a more refined analysis of the mortality crises in each period and in each region, certain provisional conclusions can be drawn from the results of this study.

Which ever way the analysis is made, very high values, in terms of comparison at an international level, are not to be found. This dissents somewhat from the widely held opinions about the severity of the demographic catastrophes which Spain has undergone in modern times. The only examples which stand out for the grade of their intensity are those of the crisis of Santander in 1596-97, for the specific reasons given above, and that of Seville and th old mediterranean city about the year 1649. This is due without doubt to the figures for (n) , very low in the period, more than the value which (q) reaches, relatively high on many occasions. For this reason we think it is necessary to establish a comparison, taking into consideration above all

the results of $I/\sqrt{n}$, especially in the examination of rural nuclei.

The famous Castillian plague of 1599 did not severely affect the urban centres, with the above mentioned exception of Santander. Comparing the analyses with those relative to Barcelona in the sixteenth century, the conclusion is that the plague was more destructive and more violent in the urban conglomerations of Catalonia throughout the century, above all in 1589-90, than in the urban centres of the Crown of Castile a decade later.

But the figure for total mortality for the whole of Spain in 1597-1602 indicates, on the other hand, a very high intensity of the crisis in rural Castile. This is what our results appear to show: values for I sometimes higher even than those for urban centres - for example the cases of Berninches, Sepulveda, Santo Tome del Pierto - and almost always values for $I/\sqrt{n}$, where the intensity is measured only as a function of (q) and (t) , far higher than those registered in the cities.

The virulence and extension of the plague of 1647-1652 in rural areas has still to be investigated. Our results show that the urban population was severely attacked, more than in any other occasion, even taking as exceptionally high the results for the city of Seville. The value of I for the whole of Spain is less than in 1597-1602, due to the decline of the values of (n) and (q) taken together. For the same reason, dispensing with the magnitude of (n) , the value of $I/\sqrt{n}$ is almost at the same level as the previous epidemic.

The mortality caused by the yellow fever in the south and south-east in 1804 reaches very high intensities, at the same grade as the crises of the sixteenth and seventeenth centuries, even if one can perceive its almost exclusively urban character in the fact that it is the cities which register the highest values, both for I and for $I/\sqrt{n}$ in this occasion. Overall, the intensity of the sample analysed shows also high values, which doubtless would decline a great deal if a sample from the region were selected at random, or the region were to be analysed in its totality. Nevertheless, it is a question of a crisis very much localized in a specific region of the overall national picture.

As for the mortality caused by subsistence crises in inland Spain in 1804, which is thought to be the most important and the most widely spread among those of its kind at the end of the eighteenth century, everything indicates that it shows a much lesser intensity than that of the most virulent mortalities due to epidemics in previous periods and even in contemporary years.

The waves of cholera in the nineteenth century caused a mortality of relatively important intensity on a local scale, as shown, for example, in the case of Barcelona in 1834, and as can be deduced from the great quantity of local documentation available. On a general scale, the value of I is around three times less than that registered in the plague epidemics at the end of the sixteenth century and half way through the seventeenth century, and around five times less the value of $I/\sqrt{n}$.

Once the factor of the size of the population (n) has been set to one side, the intensity of the crisis varies directly with (q), since (t) tends to vary within relatively narrow limits. Nevertheless, the intensity in rural areas, compared in terms of $I/\sqrt{n}$ with that of urban nuclei, is seen to be exacerbated by the lesser duration of the crisis. The chain of contagion prolonged without doubt the course of the disease in the cities, whilst the inhabitants of hamlets were attacked almost simultaneously. The duration of the crises in the different cities in the sixteenth and seventeenth centuries is always longer than 15 to 20 weeks, sometimes much longer, whilst in the Castillian towns and villages in 1599-1600 the highest intensity of the disease is reached sometimes after 9 or 11 weeks - Berninches, Fuentelaecina -, or even after only some days - Sepulveda -, and never carries on longer than 17 weeks. Something similar happens with the contagion of the yellow fever in 1804, where normally the crisis is of longer duration in localities with a large number of inhabitants.

In general, a lesser importance must be attributed to the part played by the great mortality crises in the process of economic and demographic decadence, at least in the case of the breakdown of the Castillian cities after the plague of 1599. The comparison with the Catalonian area after 1590 and 1650-52, and with the peripheral regions of Spain in the seventeenth century and in 1804, which show, after having undergone more severe crises, an evolution in the opposite direction, towards greater economic and demographic strength, speaks for itself and seems to indicate the need to emphasize the priority of social and economic factors over and above the effects of catastrophic phenomena.

APPENDIX

Original data and final results of the analysis in all the places
where it has been possible to measure mortality crises

Place	Date	t (Days)	n Total Population	nq Deaths	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}$ ^a (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Barcelona	1489-1490	276	25 000 ^b	4 734	5.89	2.22	0.0372	0.0140
	1501	211	27 000	3 568	4.56	1.72	0.0277	0.0105
	1507	122	28 000	3 448	5.63	2.13	0.0336	0.0127
	1515	144	29 000	2 317	3.26	1.23	0.0191	0.0072
	1520	104	30 000	3 030	5.05	1.91	0.0292	0.0110
	1530	129	35 000	7 502	11.89	4.49	0.0635	0.0240
	1589-1590	191	45 000	11 792	14.45	5.45	0.0681	0.0257
Tarragona	1592	153	4 118	428	1.59	0.60	0.0248	0.0094
	1592 bis	153	6 000	428	1.27	0.48	0.0164	0.0062
Santander	1596-1597	118	3 300	2 500	41.83	15.84	0.7282	0.2757
Segovia	1599	202	25 000	3 692	5.05	1.92	0.0319	0.0121
Valladolid	1599 (2a)	119	34 000	6 000	9.57	3.61	0.0519	0.0195
	1599 (3a)	119	40 000	6 000	8.57	3.24	0.0428	0.0162
	1599 (1a)	35	34 000	555	1.36	0.52	0.0074	0.0028
		42		980	2.23	0.84	0.0121	0.0046
		49		1 474	3.16	1.19	0.0171	0.0065
		56		2 064	4.21	1.59	0.0228	0.0086
		63		3 020	5.99	2.26	0.0325	0.0123
		70		3 667	7.05	2.66	0.0382	0.0144
Madrid	1599 ^c	7	60 000	103	0.42	0.16	0.0017	0.0006
		14		302	0.57	0.22	0.0023	0.0009
		21		283	0.67	0.25	0.0027	0.0010
		28		381	0.78	0.29	0.0032	0.0012
		35		482	0.88	0.33	0.0036	0.0013
		42		557	0.93	0.35	0.0038	0.0014
		49		657	1.02	0.39	0.0042	0.0016
		56		757	1.10	0.42	0.0045	0.0017
		63		867	1.19	0.45	0.0049	0.0018
		70		995	1.30	0.49	0.0053	0.0020
		77		1 162	1.45	0.55	0.0059	0.0022
		84		1 338	1.61	0.61	0.0066	0.0025
		91		1 543	1.79	0.68	0.0073	0.0028
		98						
		105		2 085	2.27	0.86	0.0093	0.0035
		112		2 283	2.42	0.91	0.0099	0.0037
		119		2 445	2.52	0.95	0.0103	0.0039
		126		2 575	2.59	0.98	0.0105	0.0040
		133		2 666	2.61	0.99	0.0106	0.0040
		140		2 781	2.66	1.01	0.0108	0.0041
		147		2 891	2.70	1.02	0.0110	0.0042
		154		2 996	2.74	1.04	0.0112	0.0042
		161		3 096	2.78	1.05	0.0113	0.0043
		168		3 191	2.80	1.06	0.0114	0.0043
		175		3 192	2.75	1.04	0.0112	0.0042
		182		3 200	2.70	1.02	0.0110	0.0042

Place	Date	t (Days)	n Total Population	nq Deaths	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}^a$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Sepúlveda	1599	16	1 900	250	4.33	1.64	0.0993	0.0376
Sto.Tomé del Puerto	1599	66	630	205	3.94	.49	0.1570	0.0593
Pomar de Valdivia	1588	119	300	94	1.92	0.72	0.1108	0.0415
Villanubla	1599	92	1 000	139	1.41	0.53	0.0445	0.0167
Gutierre Muñoz	1599	70	333	46	0.93	0.35	0.0509	0.0191
Berninches	1599	7	900	64	2.30	0.87	0.0765	0.0289
		14		132	3.65	1.38	0.1218	0.0459
		21		218	5.54	2.09	0.1847	0.0697
		28		266	6.29	2.38	0.2097	0.0792
		35		320	7.39	2.79	0.2462	0.0931
		42		345	7.61	2.88	0.2536	0.0959
		49		345	7.06	2.66	0.2354	0.0888
		56		345	6.59	2.49	0.2196	0.0831
		63		350	6.36	2.40	0.2120	0.0801
Chiloeches	1599	7	1 000	12	0.38	0.14	0.0121	0.0046
		14		18	0.41	0.15	0.0130	0.0049
		21		40	0.76	0.29	0.0240	0.0091
		28		59	0.99	0.37	0.0313	0.0118
		35		76	1.17	0.44	0.0369	0.0139
		42		89	1.27	0.48	0.0400	0.0151
		49		103	1.37	0.52	0.0434	0.0164
		56		116	1.47	0.55	0.0465	0.0175
		63		134	1.63	0.62	0.0516	0.0195
		70		142	1.66	0.62	0.0524	0.0198
		77		151	1.70	0.64	0.0537	0.0203
		84		163	1.78	0.67	0.0562	0.0213
		91		171	1.81	0.68	0.0573	0.0216
		98		178	1.83	0.69	0.0579	0.0219
		105		189	1.90	0.72	0.0602	0.0227
		112		196	1.92	0.73	0.0609	0.0230
		119		201	1.93	0.73	0.0610	0.0231
		126		201	1.88	0.71	0.0593	0.0224
		133		204	1.86	0.70	0.0589	0.0222
Fuentelaencina	1600	7	1 100	6	0.18	0.07	0.0054	0.0020
		14		12	0.26	0.10	0.0078	0.0029
		21		20	0.35	0.13	0.0106	0.0040
		28		33	0.51	0.19	0.0155	0.0058
		35		43	0.60	0.23	0.0182	0.0068
		42		48	0.62	0.23	0.0187	0.0070
		49		65	0.79	0.30	0.0237	0.0089
		56		71	0.81	0.31	0.0244	0.0092
		63		76	0.82	0.31	0.0247	0.0093
		70		84	0.87	0.33	0.0261	0.0099
		77		89	0.88	0.33	0.0266	0.0100
		84		91	0.86	0.33	0.0260	0.0098
		91		94	0.86	0.32	0.0259	0.0098
TOTAL SPAIN ^d	1597-1602	1825	8 000 000	600 000	14.21	5.37	0.0050	0.0019

Place	Date	t (Days)	n Total Population	nq Deaths	I (Weeks)	I (Days)	$I/\sqrt{n}^a$ (Weeks)	$I/\sqrt{n}$ (Days)
Seville	1649	133	130 000	60 000	70.87	26.80	0.1965	0.0743
Huelva	1648-1650	1 095	5 000	4 000	22.64	8.55	0.3202	0.1209
Valencia	1647-1648	304	45 000	16 789	19.24	7.24	0.0907	0.0341
Córdoba	1649-1650	365	35 000	13 780	16.85	6.36	0.0901	0.0340
Majorca	1652	120	22 000	6 630	15.53	5.84	0.1047	0.0394
Cádiz	1649-1651	1 095	28 000	14 000	13.40	5.06	0.0801	0.0302
Seville (Province)	1648-1650	1 095	600 000	150 000	20.67	7.80	0.0267	0.0101
Majorca (Island)	1652	270	80 000	20 000	15.18	5.74	0.0537	0.0203
TOTAL SPAIN ^d	1647-1652	1 825	7 000 000	500 000	12.60	4.76	0.0048	0.0018
Cartagena	1804	141	33 222	11 445	21.43	8.07	0.1175	0.0443
Málaga	1804	154	36 054	11 464	18.87	7.13	0.0993	0.0375
Vélez Málaga	1804	125	12 700	5 245	18.69	7.09	0.1658	0.0629
Antequera	1804	97	14 577	2 940	8.15	3.09	0.0675	0.0256
Morón	1804	89	11 000	2 000	6.55	2.47	0.0624	0.0235
Ecija	1804	74	40 000	3 802	6.48	2.44	0.0323	0.0122
Alicante	1804	127	13 212	2 472	6.24	2.35	0.0542	0.0204
Cádiz	1804	70	54 899	2 892	4.12	1.56	0.0175	0.0066
Córdoba	1804	48	40 000	400	0.76	0.29	0.0038	0.0014
Arcos	1804	112	9 894	184	0.47	0.18	0.0047	0.0018
Granada	1804	65	54 962	306	0.42	0.16	0.0018	0.0007
Jimena	1804	65	7 500	50	0.19	0.07	0.0021	0.0008
La Rambla	1804	86	6 000	37	0.13	0.05	0.0017	0.0006
Jerez de la F.	1804	70	35 475	71	0.12	0.04	0.0006	0.0002
Montilla	1804	127	4 000	1 067	5.42	2.04	0.0857	0.0323
Espera	1804	70	2 084	439	3.85	1.46	0.0844	0.0319
Espejo	1804	91	4 961	328	1.38	0.52	0.0196	0.0074
Villamartín	1804	82	1 880	168	1.24	0.47	0.0286	0.0108
San Juan	1804	92	3 476	219	1.09	0.41	0.0185	0.0070
Paterna	1804	101	1 140	117	1.02	0.38	0.0301	0.0114
Vera	1804	107	4 000	208	0.89	0.33	0.0140	0.0053
Peñacerrada	1804	49	100	14	0.59	0.23	0.0594	0.0232
Guardamar	1804	27	2 464	14	0.14	0.05	0.0028	0.0011
TOTAL 23 LOCALITIES	1804	91	393 600	45 882	23.12	8.73	0.0368	0.0139

Place	Date	t (Days)	n Total Population	nq Deaths	I (Weeks)	I (Days)	I/√n ^a (Weeks)	I/√n (Days)
Cantalejo	1804	7	820	4	0.14	0.05	0.0049	0.0018
		14		14	0.35	0.13	0.0123	0.0046
		21		16	0.33	0.12	0.0115	0.0043
		28		20	0.36	0.13	0.0125	0.0047
		35		25	0.40	0.15	0.0141	0.0053
		42		28	0.41	0.16	0.0145	0.0054
		49		39	0.54	0.20	0.0189	0.0071
		56		42	0.55	0.21	0.0191	0.0072
		63		56	0.70	0.26	0.0244	0.0092
		70		59	0.70	0.26	0.0245	0.0093
		77		64	0.73	0.28	0.0255	0.0096
		84		68	0.75	0.28	0.0261	0.0098
		91		71	0.75	0.28	0.0263	0.0099
		98		72	0.74	0.28	0.0257	0.0097
Otero de Herreros.	1804	153	895	82	0.65	0.24	0.0216	0.0081
		184		94	0.68	0.26	0.0230	0.0086
Fuenterrebollo	1804	7	650	8	0.32	0.12	0.0124	0.0047
		14		13	0.37	0.14	0.0145	0.0054
		21		17	0.39	0.15	0.0155	0.0058
		28		22	0.45	0.17	0.0175	0.0066
		35		26	0.48	0.18	0.0187	0.0070
		42		39	0.67	0.25	0.0261	0.0098
		49		42	0.67	0.25	0.0261	0.0099
		56		46	0.69	0.26	0.0270	0.0102
		63		47	0.66	0.25	0.0260	0.0098
		70		50	0.67	0.25	0.0264	0.0099
		77		52	0.67	0.25	0.0262	0.0099
Barcelona	1834	91	130 000	3 869	3.06	1.16	0.0085	0.0032
TOTAL SPAIN	1833-1834	730	13 000 000	102 511	2.81	1.06	0.0008	0.0003
	1854-1855	730	15 500 000	236 744	5.99	2.26	0.0015	0.0006
	1885	365	17 500 000	120 254	4.03	1.52	0.0009	0.0004

$$^a \quad I/\sqrt{n} = \frac{q}{1-q} \frac{1}{\sqrt{t}}$$

^b For the years 1497 and 1515 we possess the figures of the "fogatges" of Barcelona (censuses of heads of family or chief householders), and for the end of the century, there is the approximate estimate of Domínguez Ortiz. The other figures have been calculated on the basis of the ascending curve on the graph showing the growth of the population.

^c The low values registered in Madrid in 1599 make necessary a warning that the city suffered the plague in the two previous years, although presumably in a much lesser degree of intensity.

^d Five complete years.

CRISES OF MORTALITY IN HUNGARY IN THE 19th CENTURY

Egon SZABADY

Hungarian Central Statistical
Office, Budapest

Due to epidemics raging in the 19th century, and as a consequence of the 1848-1849 War of Independence in Hungary, several years can be considered as years of mortality crises.

For our analysis of the mortality development, we used T.H. Hollingsworth's formula *, and as sources the available volumes of *Tafeln zur Statistik der Österreichischen Monarchie* as well as the already processed data of a recent survey of the Hungarian Central Statistical Office concerning the 1828-1900 vital statistics and issued in volumes I-IV of the publication series *A népmozgalom főbb adatai községeként, 1828-1900* (Main Data of Vital Statistics by Communes, 1828-1900).

The data of the volume of *Tafeln zur Statistik der Österreichischen Monarchie* - used for the calculation of the years of mortality crises for the whole of Hungary - contain vital statistics for the territory of Hungary of the Austro-Hungarian Monarchy of the last century; according to the presentation of the original source, up to the middle of the century they are mostly based on estimates, since in certain areas of the country the registration of the events was not complete and since the collecting of the reports of these events was incomplete (especially in the first two thirds of the century). Also the territory of Hungary of that period does not correspond to the present one; for our calculations we used the territory of Hungary as defined by the political law of that time; the national boundaries, however, changed several times in the 19th century,

* $I = \frac{q}{1-q} n^{2/3} t^{-1/3}$

especially till 1867, but this fact does not affect the comparison in time. Of the 52 counties indicated in the volume of *Tafeln zur Statistik der Österreichischen Monarchie*, 19 (with a population of 3 950 000 out of the total population of 8 800 000) form the present area of Hungary.

Our other source, volumes I-IV of *A népmozgalom főbb adatai Községenként* (Main Data of Vital Statistics by Communes) include the data of 9 counties; geographically these counties represent the "Transdanubia" region of Hungary. Their total population amounted to 1 552 000 in 1838, which corresponds to 39.2 per cent of the total population found at that time on the present total area of Hungary.

According to our analysis, made with the summarized data of Hungary in the last century, 1831, 1847, 1848, 1854 and 1855 can be considered as crisis years. In 1830-1831, all available data on deaths reflect the cholera epidemic then raging in Hungary. In 1848, the War of Independence already exerts an effect; in 1853-55, there was a new epidemic. Unfortunately, 1849 - which can be also considered as a crisis year due to the high mortality of the War of Independence - has no data available in the volumes of *Tafeln* ...; the same is true for the other great cholera epidemic, in 1873.

From the analyses for nine counties of Hungary - and for the Transdanubia region formed by these counties - it is clear that, similarly to the national data, the years of the 1830-31 cholera epidemic (which in some counties continued in 1831) can be considered as crisis years in almost all the counties investigated. Here the spreading of the epidemic can also be observed: the crisis value is not yet reached anywhere in 1830, but, if we look at the death rates, they are already higher than the 5-year average in all counties and indicate the beginning of the epidemic. In this respect, however, the counties of Vas and Zala differ: in these counties, the peak values of deaths in 1831 are lower than in the other counties, and the H index does not show a crisis of mortality. So it can be stated that the cholera epidemic affected only to a small extent these two southern counties.

Of the counties, Somogy and Baranya were also not affected to a great extent by the epidemic, although for these counties the H index shows higher values: in the county of Somogy in 1830, 11.72 and in 1831, 10.27; which means that the epidemic began in 1830 and decreased by 1831; in the county of Baranya in 1830 the value of the H index is only 5.65 but by 1831 it already increases to 18.54.

The five counties affected most by epidemics are: the county of Fejér, where the H index changed from the 1830 value of 10.95 to 77.37 in 1831; the county of Tolna, where the H index amounted to 13.76 in 1830 and to 44.03 in 1831; the county of Győr-Sopron with a value of 5.39 in 1830 and 36.76 in 1831 (here the epidemic extended into 1832, too, and the H index shows a slow decline with its value of 8.48); the county of Veszprém, where the H index was equal to 3.24 in 1830 but to 29.69 in 1831; the county of Komárom, where it was 6.67 in 1830 and 26.39 in 1831. If we consider the summarized data of these counties (Total Transdanubia), the value of the H index amounted to 17.62 in 1830 and to 117.10 in 1831.

For 1849 we have no national data - as was indicated above - but on the basis of the summarized data of the 9 counties and of the data by counties, we can consider it as the next year of crisis. In 1849, the number of persons deceased in consequence of the War of Independence was already so high that in most counties the H index is near the value which can be considered as a crisis. For the whole of Transdanubia, this value is equal to 73.93, while the county figures are 32.52 for Veszprém, 28.87 for Somogy, 24.99 for Győr-Sopron, 20.23 for Komárom; in Baranya, Zala and Vas, the value remains under 20, but it is still rather high (15.91 for Baranya, 15.38 for Zala and 11.64 for Vas). In the counties of Fejér and Tolna, 1849 cannot be considered as a year of crisis.

In 1853-55 the mortality rate in some counties rose again due to an epidemic, giving a H index of 87.77 for the total of the 9 counties; studied by counties, the H index was especially high in the county of Zala (63.27) and the county of Somogy (43.74) as well as in the county of Veszprém (28.73), while in the other counties it varied around 10 or was lower than 10. It is characteristic of the epidemic that in 1855 it did not appear in all counties: in the county of Zala, for example, the number of persons dying during the epidemic was highest in the years preceding the peak period; i.e. in 1853 and 1854, where the mortality rate was high (the H index amounted to 5.48 in 1853 and to 6.56 in 1854). In the county of Tolna, there was an epidemic only in 1853 (H index was equal to 12.62), but a peak of death can be observed in 1859, although it cannot be considered as a crisis year. Though the epidemic did not avoid the county of Baranya, it affected it to a smaller extent than the other counties (in 1853 the H index amounted to 4.44 and in 1855 to 3.52).

In 1866, we find counties where the H index indicates approximately a crisis year though the summarized

data for Transdanubia does not show this crisis (H index was equal to 0.95). In Komárom, the value of the H index amounted to 16.83, in Fejér to 9.37 and in Somogy the 1867 mortality rate was higher than the five year average but the H index did not show any crisis. The same is valid for the other counties, too.

Due to the last great epidemic of the 19th century which raged at the beginning of the 1870s according to the summarized data for Transdanubia, 1873 can be considered as a crisis year (H index was equal to 35.81). The counties of Győr and Veszprém reach the crisis value (14.38 and 13.94, respectively), but in the other counties the epidemic ran through other years, so the value of the H index remained under 10 everywhere (as the epidemic raged slower for a longer period). In 1871, 1872, 1873, 1874 mortality rates were the highest : in the county of Somogy the H index reached 10.04 in 1873, in the county of Baranya mortality was very high at the end of the 1860s and the beginning of the 1870s but none of the years can be considered as a crisis year.

TABLES

Formula used to calculate crises of mortality, as indicated

in T.H. Hollingsworth's paper :
$$I = \frac{q}{1-q} n^{2/3} t^{-1/3}$$

Dates	Duration (in years)	Annual normal mortality (per thousand living)	Excess mortality	H index
HUNGARY (total)				
1831 (1830-34)	5	37.85	15.73	158.56
1847 (1845-51)	6	32.39	10.04	90.53
1848 (1845-51)	6	32.39	8.02	68.25
1854 (1852-59)	8	28.75	3.15	22.09
1855 (1852-59)	8	28.75	11.65	104.24

<u>Source</u> : Volumes of the <i>Tafeln zur Statistik der Österreichischen Monarchie</i> (1846 , 1851).				
TRANSDANUBIA (summary data of 9 counties)				
1830 (1828-32)	4 ¹	42.88	6.42	17.62
1831 (1828-32)	4 ²	43.39	26.66	117.10
1849 (1847-51)	5	40.02	19.37	73.93
1855 (1853-57)	5	38.72	21.75	87.77
1866 (1864-68)	5	37.94	0.39	0.95
1873 (1871-76)	5 ³	36.99	10.99	35.81
County of Fejér				
1830 (1828-32)	4 ¹	38.95	14.93	10.95
1831 (1828-32)	4 ²	50.56	45.90	77.37
1849 (1847-51)	5	42.36	12.83	9.66
1855 (1853-57)	5	37.60	14.27	10.79
1866 (1864-68)	5	37.52	12.45	9.37
1873 (1871-76)	5 ³	35.17	6.57	4.19

¹ 1831 is not included.				
² 1830 is not included.				
³ 1874 is not included.				

Dates	Duration (in years)	Annual normal mortality (per thousand living)	Excess mortality	H index
<u>County of Győr-Sopron</u>				
1830 (1828-35)	5 ¹	37.54	7.71	5.39
1831 (1828-32)	5	40.52	30.28	36.76
1832 (1828-29, 1832-34)	5	35.85	11.56	8.48
1849 (1847-51)	5	39.84	23.10	24.99
1855 (1853-57)	5	36.76	13.15	10.93
1866 (1864-68)	5	34.44	5.35	3.66
1873 (1871-76)	5 ²	35.53	15.58	14.39
<u>County of Komárom</u>				
1830 (1828-35)	5 ¹	42.25	12.59	6.67
1831 (1828-33)	5 ³	46.92	31.26	26.39
1849 (1847-51)	5	50.11	25.91	20.23
1855 (1853-57)	5	40.76	12.32	6.43
1866 (1864-68)	5	41.86	23.65	16.83
1873 (1871-76)	5 ²	37.96	10.73	5.44
<u>County of Vas</u>				
1830 (1828-35)	5 ¹	39.75	2.10	0.94
1831 (1828-33)	5 ³	42.64	8.50	4.66
1849 (1847-51)	5	42.65	16.41	11.64
1855 (1853-57)	5	43.48	15.67	11.27
1866 (1864-68)	5	29.59	- 0.05	- 0.02
1873 (1871-76)	5 ²	33.89	9.39	5.85
<u>County of Veszprém</u>				
1830 (1828-34)	6 ¹	39.84	4.50	3.24
1831 (1828-34)	6 ⁴	44.89	24.30	29.69
1849 (1847-51)	5	47.52	25.01	32.52
1855 (1853-57)	5	43.56	23.76	28.73
1866 (1864-68)	5	34.16	2.66	1.74
1873 (1871-76)	5 ²	37.58	14.56	13.94

¹ 1831-32 are not included.				
² 1874 is not included.				
³ 1830 is not included.				
⁴ 1830-32 are not included.				

Dates	Duration (in years)	Annual normal mortality (per thousand living)	Excess mortality	H index
<u>County of Baranya</u>				
1830 (1828-34)	6 ¹	41.89	7.40	5.65
1831 (1828-34)	6 ²	43.75	18.45	18.54
1849 (1847-51)	5	39.83	16.48	15.91
1853 (1851-55)	5	39.65	5.92	4.44
1855 (1851-55)	5	39.65	4.78	3.52
1873 (1871-76)	5 ³	42.52	8.59	7.50
<u>County of Tolna</u>				
1830 (1828-34)	6 ¹	44.12	16.72	13.76
1831 (1828-34)	6 ²	48.57	34.53	44.03
1849 (1847-61)	5	34.76	-	-
1853 (1851-60)	10	40.27	14.99	12.62
1859 (1855-64)	10	37.63	7.61	5.19
1862 (1860-64)	5	36.77	5.26	3.34
1865 (1860-69)	10	36.38	4.20	2.60
1871 (1870-79)	10	36.76	9.77	7.20
1873 (1870-79)	10	36.76	2.08	1.26
<u>County of Somogy</u>				
1830 (1828-34)	6 ¹	34.48	16.04	11.72
1831 (1828-34)	6 ²	46.54	13.05	10.27
1835 (1833-37)	5	45.22	12.28	9.33
1849 (1847-51)	5	46.50	26.90	28.87
1855 (1853-57)	5	45.82	31.67	43.74
1867 (1864-68)	5	35.72	5.11	3.54
1873 (1870-79)	10	39.42	11.35	10.04
1874 (1870-79)	10	39.42	9.07	7.56
<u>County of Zala</u>				
1830 (1828-34)	6 ⁴	43.15	1.40	0.62
1831 (1828-34)	6 ⁵	45.87	12.19	7.21
1835 (1833-37)	5	40.58	11.60	6.36
1846 (1844-51)	5 ⁶	37.87	8.15	4.38
1847 (1844-51)	5 ⁷	39.10	12.97	7.99
1848 (1845-54)	10	37.72	7.58	3.99
1849 (1849-53)	5	41.00	20.51	15.38
1855 (1853-57)	5	48.03	44.51	63.27
1873 (1871-76)	5 ³	39.62	11.99	8.10

Source : <i>A népmozgalom főbb adatai községenként, 1828-1900</i> (Main Data of Vital Statistics by Communes, 1828-1900), Volumes I-IV. Hungarian Central Statistical Office, Budapest, 1972-1975.				
¹ 1831-32 are not included.				
² 1830-32 are not included.				
³ 1874 is not included.				
⁴ 1831 is not included.				
⁵ 1830 is not included.				
⁶ 1844-46, 1850-51 are not included.				
⁷ 1844-45, 1847, 1850-51 are not included.				

EPIDEMICS OF INFECTIOUS DISEASES IN AUSTRALIA PRIOR TO 1914

Christabel M. YOUNG

Department of Demography
Australian National University,
Canberra

INTRODUCTION

The following paper attempts to determine when crises of mortality occurred in Australia, according to the requirement that I , the intensity of the excess mortality, is greater than 20. I is defined as

$$\frac{q}{1 - q} \cdot n^{2/3} \cdot t^{-1/3} \quad \text{where}$$

q represents the excess mortality rate,
 n represents the total population,
 t represents the duration of the excess mortality in days.
(Hollingsworth, 1975).

In many of the early accounts of mortality experience in European countries before the 19th century the two main causes of excess mortality (apart from wars) were famine and disease. Experience in Australia has been rather different in that there are no records of famines, partly because settlement by European races has been comparatively recent and the population was less densely settled; in addition, the winter months were less severe and there was not the same dependence on a good summer harvest for survival during the harsh winter months as in Europe. In fact, in Australia, during the early years of settlement, mortality was generally higher during the summer months because of the importance of diarrhoeal diseases as a cause of death and their increased incidence in the warmer weather.

The only reference to a severe shortage of food in Australia during the 19th century is a comment on the "hungry

years" of 1788-1792; this was in the first years of settlement before the gardens and farms became productive, and when all food for the colony had to be imported (Davey *et al.*, 1947). There is also mention of outbreaks of scurvy in the interior settlements in later years, but generally there seem to have been plentiful supplies of fresh food. In fact, several writers have compared the rich meat diet of the convicts and the working class in the colonies with the meagre fare of their counterparts in Britain.

However, there are many references in contemporary accounts and in later historical studies to the severity of epidemics of infectious diseases during the early years of the colonies. Therefore, if crises of mortality had occurred in Australia they would have to be related to outbreaks of such diseases.

AVAILABILITY OF DATA

Censuses taken in each colony from time to time during the 19th century (see Table 1) provided the basis for annual estimates of the populations of each colony since first settlement - since 1788 in New South Wales, 1803 in Tasmania, 1829 in Western Australia, and 1836 in South Australia (Victoria and Queensland were part of New South Wales until 1851 and 1859, respectively).

The earliest records of the numbers of deaths occurring in the colonies of Australia are the collection of Governors' despatches from Australia to England, published in several volumes of the *Historical Records of Australia*, covering the years from 1788 to 1815 for New South Wales and 1810 to 1815 for Van Diemen's Land (later Tasmania).

Another early source of statistics are the Parliamentary Votes and Proceedings of the Legislative Assemblies or the Legislative Councils of each colony. The longest series of data available from these records is from 1825 to 1859 for New South Wales, and there are also figures from 1851 to 1859 for Victoria.

The death data for these early years are subject to under-reporting. Among the despatches from the governors there were comments such as, "... it sometimes happens that ... people die without our receiving Information of it" (*Historical Records*, Vol. II, p. 382), and "The Deaths Can only be Collected from the Reports of the Chaplains, and until After My Arrival Many of the Internments took place without the Attendance of the Chaplains, or even the Decency of Carrying the Bodies to the regular prescribed Burial

TABLE 1

Years in which Censuses were carried out in each Colony
(and later State) of Australia up until 1911

Year	Colony where population was enumerated							
	New South Wales	Victoria	Queensland	South Australia	Western Australia	Tasmania	Australian Capital Territory	Northern Territory
1828	x							
1833	x							
1836	x							
1841	x					x		
1844				x				
1846	x			x				
1847						x		
1848					x			
1851	x ^a			x		x		
1854		x ^b			x			
1855				x				
1856	x							
1857		x				x		
1859					x			
1861	x	x	x ^b	x		x		
1864			x					
1866				x				
1868			x					
1870					x	x		
1871	x	x	x	x				
1876			x	x				
1881	x	x	x	x	x	x		
1886			x					
1891	x	x	x	x	x	x		
1901	x	x	x	x	x	x		
1911	x	x	x	x	x	x	x ^b	x ^c

Source : Census of the Commonwealth of Australia 30 June 1933. Statistician's Report. Commonwealth Bureau of Census and Statistics.

^a Including Port Phillip District which afterwards became the Colony of Victoria.

^b Previously included with New South Wales.

^c Previously included with South Australia.

Grounds ... even now the Returns made by the Chaplains are not sufficient to Account for All the Deaths" (Historical Records, Vol. VII, p. 616, 1812).

The information from the parliamentary reports also contains notes on the deficiencies of the statistics given. For example, for some of the early years the deaths include only burials accompanied by a funeral service, while the data for Victoria for the years 1844-1852 excluded Church of England burials.

Because the population was so small during the early years of settlement, it is not feasible to try to detect whether crises of mortality occurred at that time. Accordingly, the investigation of possible crises begins with the series of statistics from the year 1825. Crude death rates and mean populations are shown for New South Wales from 1825 to 1859 and for Victoria from 1851 to 1859 in Table 2.

Registration of deaths became compulsory in Tasmania in 1839, Western Australia in 1841, South Australia in 1842, Victoria in 1853 and New South Wales (which then included Queensland) in 1856. Total numbers of deaths registered in each colony (and later State) of Australia are published by the Commonwealth Statistician for each year from 1860 onwards. Crude death rates for Australia as a whole since 1860 are shown in Table 3, while crude death rates for each of the colonies are presented in Table 4.

Except for incomplete data or very broad groupings of causes, official statistics of deaths according to cause were generally not available until 1853 in Victoria, 1856 in South Australia, 1870 in Queensland, 1875 in New South Wales, and 1879 in Western Australia (Cumpston and McCallum, 1927; Cumpston, 1927; Australia, Year Book, 1968).

EARLY HISTORY OF INFECTIOUS DISEASES IN AUSTRALIA

Before the arrival of Europeans the continent of Australia was sparsely populated with tribes of aborigines, and early records indicate that they were relatively free from infectious diseases. Dawson (1831, pp. 322-3) wrote that smallpox, whooping cough and measles were unknown among the aborigines, while Barnes (1970) stated that, because the tribal groups were small, scattered, and nomadic, none of the diseases associated with crowded living conditions, such as typhoid, existed. The majority of the first European settlers in Australia were the convicts, and many of these originated from the poorer parts and the crowded slums of England (Robson, 1964, pp. 39-64), or from the goals, where

TABLE 2

New South Wales and Victoria : Estimated population at 31 December each year and *approximate* crude death rates per 1,000 persons, for the years 1825 to 1859

Year	New South Wales		Victoria	
	Estimated population at 31 December	Approximate crude * death rates per 1,000	Estimated population at 31 December	Approximate crude ** death rates per 1,000
1825	38,313	23.3		
1826	38,890	12.9		
1827	39,467	Data not given		
1828	40,069	15.8		
1829	40,916	15.0		
1830	40,588	12.8		
1831	48,000	12.1		
1832	53,524	16.4		
1833	62,112	18.5		
1834	66,068	17.6		
1835	71,304	20.4		
1836	78,929	20.6		
1837	86,482	20.8		
1838	98,176	21.4		
1839	113,437	22.0 (21.9)		
1840	127,468	18.7		
1841	145,303	19.9 (16.5)		
1842	162,317	16.7 (14.4)		
1843	169,135	13.5		
1844	178,460	12.0 (10.6)		
1845	187,918	11.3 (9.5)		
1846	196,704	13.0 (11.1)		
1847	205,009	13.1 (11.2)		
1848	220,805	11.7 (9.5)		
1849	247,260	13.9 (10.9)		
1850	266,900	12.7 (9.7)		
1851	197,265	13.2	97,489	
1852	204,656	17.6	168,321	12.5
1853	224,324	18.6	222,436	22.5 ^a
1854	241,813	18.6	283,942	12.6
1855	266,001	15.1	347,305	19.0
1856	288,361	14.6	390,384	14.7
1857	306,562	15.8	456,522	11.1
1858	335,990	17.5	496,146	18.2
1859	327,459	17.2	521,072	18.2

Population Estimates from published data in *Demography* 1949, Commonwealth Statistician. Victoria was included with New South Wales until 1851.

* Unbracketed figures based on records of deaths from New South Wales, Legislative Assembly, Votes and Proceedings 1859-60, 1860 and 1861-62. Bracketed figures indicate where rates quoted by Cumpston and McCallum (1927) p.66 differ from those calculated from the above source.

** Source of statistics of deaths : Victoria, Legislative Council and Legislative Assembly, Votes and Proceedings.

^a Very rough figure, based on Registrar-General's rounded estimate of 5000 deaths, during changeover from one system of registration to another.

TABLE 3

Australia : Crude death rate and mean population
for each year from 1860 to 1914

Year	Crude ^a Death Rate	Mean Population		Year	Crude ^a Death Rate	Mean Population
1860	20.86	1,121,447		1888	14.56	2,931,521
1861	17.34	1,156,868		1889	15.40	3,022,077
1862	17.61	1,187,534		1890	14.31	3,106,917
1863	17.28	1,233,106		1891	14.84	3,196,172
1864	16.33	1,292,239		1892	12.91	3,273,371
1865	16.62	1,357,614		1893	13.74	3,338,825
1866	18.64	1,417,001		1894	12.66	3,394,328
1867	18.32	1,463,902		1895	12.45	3,459,192
1868	15.49	1,511,702		1896	12.83	3,522,362
1869	14.66	1,565,856		1897	12.12	3,585,442
1870	14.17	1,619,958		1898	14.12	3,641,251
1871	13.24	1,674,323		1899	12.91	3,690,353
1872	14.46	1,721,868		1900	11.78	3,740,665
1873	14.66	1,768,685		1901	12.22	3,790,710
1874	16.07	1,821,958		1902	12.49	3,847,998
1875	19.67	1,873,808		1903	12.15	3,893,329
1876	17.57	1,928,452		1904	11.05	3,942,730
1877	15.90	1,994,907		1905	10.88	4,001,117
1878	16.26	2,061,648		1906	10.92	4,060,324
1879	14.67	2,127,256		1907	10.99	4,123,729
1880	14.58	2,196,937		1908	11.07	4,194,410
1881	14.69	2,269,135		1909	10.33	4,274,617
1882	15.96	2,347,410		1910	10.43	4,370,185
1883	15.29	2,446,910		1911	10.66	4,492,186
1884	16.46	2,555,731		1912	11.21	4,654,147
1885	16.04	2,650,123		1913	10.74	4,821,310
1886	15.37	2,741,286		1914	10.46	4,945,930
1887	14.61	2,834,708				

Source : Demography 1949 Commonwealth Bureau of Census
and Statistics, Australia.

^a Per 1,000 of mean population.

TABLE 4

Australia : Crude death rates per 1,000 of mean population
for each Colony (and later State) for each year from 1860 to 1900

Year	New South Wales	Victoria	Queensland	South Australia	Western Australia	Tasmania
1860	19.41	22.77	18.54	18.81	13.85	19.71
1861	15.14	19.52	16.02	15.30	16.43	16.44
1862	18.04	18.47	20.06	14.35	13.57	15.13
1863	17.90	16.98	23.93	15.90	13.27	15.69
1864	16.80	15.24	21.41	17.48	16.54	15.67
1865	16.52	17.21	21.60	13.93	15.95	13.56
1866	17.60	19.64	25.96	16.67	14.95	13.99
1867	19.79	18.31	18.01	17.20	15.82	14.72
1868	15.94	15.26	17.57	14.40	14.92	14.96
1869	14.19	15.54	16.36	12.35	13.65	13.49
1870	13.40	14.67	14.66	13.90	15.18	14.03
1871	12.63	13.49	15.06	12.74	13.13	13.36
1872	14.21	14.38	15.47	15.22	13.96	13.77
1873	14.00	15.00	16.76	13.51	16.14	14.58
1874	15.36	15.67	18.99	17.09	18.58	16.21
1875	18.45	19.34	25.38	19.97	17.70	19.99
1876	18.55	16.95	19.74	16.34	14.01	16.56
1877	15.71	15.73	17.85	13.98	15.49	19.18
1878	16.38	15.41	21.30	15.29	13.86	15.67
1879	14.79	14.50	15.81	13.85	14.23	15.17
1880	15.49	13.71	14.50	14.45	13.02	16.12
1881	15.20	14.20	15.34	14.27	14.20	14.90
1882	16.16	15.43	18.42	15.20	14.06	16.00
1883	14.72	14.41	19.28	14.93	17.75	17.41
1884	16.21	14.61	23.57	15.68	21.54	15.92
1885	16.58	15.15	20.17	12.90	17.26	15.94
1886	15.14	15.31	17.18	13.75	21.05	15.20
1887	13.46	15.85	15.10	12.79	16.63	16.20
1888	14.00	15.48	15.38	12.14	15.36	11.89
1889	13.97	17.76	16.38	11.22	13.66	15.01
1890	13.00	16.09	14.58	12.38	11.47	14.79
1891	14.37	16.26	13.05	13.17	17.09	15.10
1892	12.34	13.62	13.00	11.33	16.66	13.73
1893	13.41	14.08	13.74	13.40	15.30	13.79
1894	12.44	12.09	12.48	11.65	14.76	12.80
1895	11.99	13.21	11.80	11.31	17.62	11.78
1896	12.53	13.29	12.60	11.60	17.02	12.10
1897	11.11	12.81	11.84	11.48	17.78	12.05
1898	12.75	15.81	13.31	13.38	16.59	14.19
1899	11.97	13.99	12.78	12.54	13.79	12.93
1900	11.20	12.76	11.73	10.64	12.79	11.02

^a Mean population

1860	338,003	529,653	25,788	124,159	15,092	88,752
1960	1,349,760	1,192,377	490,081	360,703	175,113	172,631

Source : Demography, 1949. Commonwealth Bureau of Census and Statistics, Australia.

typhus, scurvy and other sickness were endemic. In the early years of transportation the ships were overcrowded and rations were minimal, and outbreaks of fevers were common.

Accounts of life in the colonies during those first years refer to the incidence of dysentery and diarrhoeal diseases among the population, but at the same time, many of the infectious diseases of childhood which were common in England appeared to be absent from the colony. For example, Cunningham (1827a, pp. 183-4) wrote :

The extraordinary healthiness of the climate of New South Wales must be of no trifling importance in the eyes of a European, considering how unhealthy most other new countries are. Intermittents, remittents, typhus, scarlet fever, smallpox, measles, whooping-cough, and croup, are here unknown ...

Among the main reasons for Australia's relative freedom from disease were its isolation in both distance and time from the source of infection in other countries, its small population, and scattered settlements.

During the 1830s large numbers of immigrants began arriving in Australia. Many of these were from the poorer classes, and a large proportion were families with young children. Immigrants were crowded into ships with inadequate rations, and deaths from infectious diseases such as typhoid, measles, scarlet fever and whooping-cough occurred during the voyage. This situation worsened during the peak of immigration associated with the gold rush of the 1850s.

Around 1830, there were the first reports of the common infectious diseases of childhood appearing in Australia. Whooping-cough was apparently the first to be noticed, and was thought to have been brought by the ship "Morley" in 1828. The first appearance of scarlet fever in Australia coincided approximately with the time that it acquired a new virulence in England in 1830, and the first severe epidemic of this disease in Victoria in 1852-1854 occurred at about the same time as the peak of its severity in England. Although there were frequent references to occurrences of "croup" in Australia since about 1830, diphtheria as such was not reported until 1858 when it appeared in Victoria, New South Wales, South Australia and Tasmania, coinciding with the world-wide epidemic (Cumpston, 1927).

The history of measles in Australia differs from that of the three other infectious diseases of childhood in that it appeared much later than when it first attained its new virulence in England in 1807. It is now known that measles cannot survive in communities of less than 300,000 to 500,000 persons, except by continual re-introduction, and, even in communities of this size, the disease may disappear if the

population is widely dispersed (Fenner, 1970). It is interesting to note that the population of Victoria reached a total of about 300,000 in 1855, and that New South Wales attained the same level in 1857, shortly before measles became prevalent in these colonies.

It should also be noted that during the 1850s there was a sudden marked increase in the number of births occurring in Australia following the period of high immigration in the early 1850s; in fact, it seems that numbers of births increased approximately three-fold from about 16,000 to about 48,000 between 1850 and 1860 (Young, 1969). This would have created a large pool of infants and young children at risk to the introduction of the infectious diseases of childhood.

By 1860 the infectious diseases, whooping-cough, scarlet fever, diphtheria and measles, had become well established in Australia, and, except perhaps for diphtheria, which caused an almost continuously high mortality, during the next twenty years waves of severe epidemics of childhood diseases occurred. Often an epidemic took a year or two to move from one colony to another, sometimes missing the more remote colonies, Tasmania and Western Australia. Towards the end of the 19th century the series of widely spaced epidemics that were characteristic of the earlier years gave way to a more continuous pattern of occurrence, associated with the larger population and the greater ease of travel between each community.

With the rapid growth of the population in Australia towards the middle of the 19th century, particularly in the cities, and the associated overcrowding and poor sanitation, typhoid had also become more prevalent and a common cause of death. Conditions were also bad in the mining settlements of the colonies. Serle (1963) refers to outbreaks of dysentery and typhoid on the Victorian goldfields during the 1850s. Similar crowded, primitive living conditions existed on the goldfields in Queensland from the 1860s (Cilento, 1959). Cumpston and McCallum (1927, pp. 347, 353) mentioned the "dangerously unhealthy state of the mining districts" on the Yorke Peninsula in South Australia in the 1870s. In the 1880s during the early years in the settlement at Broken Hill several people were dying from typhoid each day (Farwell, 1948). Western Australia, isolated and with a small population, experienced relatively low mortality from typhoid fever up to the 1880s and it was not until the discovery of gold and the influx of population from the other colonies that a severe outbreak of typhoid fever occurred (Crowley, 1960).

The 1880s marked the beginning of concerned health legislation in Australia, and by the end of the 19th century various amendments and additions to the Health Acts for each

State provided a more comprehensive set of regulations. The general decline in the incidence of typhoid fever in the south-eastern colonies in the late 1880s was thought to be partly the result of the tighter control of milk supplies arising from the Dairies' Supervision Act of 1886, and the gradual improvement in drainage and sewerage (Cumpston and McCallum, 1927).

The Acts containing regulations for the notification and control of infectious diseases were particularly important in preventing the spread of the common infectious diseases of childhood; the infected child had to be kept away from school, the local authority was to be notified, and the school premises were to be disinfected if necessary. Such acts were passed in South Australia in 1898, Queensland in 1898 and 1900-1917, New South Wales in 1902, Tasmania in 1903 and 1908, and Victoria in 1907 and 1915 (Australia, Year Book, 1918, p. 1050). In addition, towards the end of the 19th century the new field of bacteriology developed, and the discovery of the micro-organisms which were the cause of disease provided knowledge important for the adequate control of infectious disease. From about 1880 the incidence of, and mortality from, scarlet fever and whooping-cough in Australia began to decline, following a trend similar to the incidence of these diseases in England. Mortality from diphtheria began to decline after about 1890, and mortality from measles began to decline from about 1900 (Cumpston, 1928).

Another disease which appeared from time to time in epidemic form in Australia during the 19th century was influenza, and there are contemporary accounts of outbreaks occurring from about 1820. As with the infectious diseases of childhood, outbreaks of influenza often seemed to coincide with epidemics of influenza in England and other overseas countries, notably the epidemics of 1847 and 1891, and, in addition, records suggest that often a particular outbreak of influenza may have occurred in some colonies but not others. As in countries overseas the outbreak in 1891 was widespread and an apparently more severe form of the disease (Cumpston, 1919).

Australia seems to have been relatively free from some of the other infectious diseases which had caused serious epidemics in Europe and in the new colonies in America during the 19th century. Although cholera had often reached Australian ports it had never actually invaded Australia (Elkington, 1916). There was a similar absence of yellow fever (Cumpston *et al.*, 1915).

Epidemics of smallpox have occurred from time to time in Australia; some records suggest that it was endemic among the aborigines in 1789, and that an outbreak occurred among

the European settlers in 1829-1830. Further evidence shows that between 1857 and 1909, before the introduction of stricter quarantine measures, there were several epidemics of smallpox in Australia. The most serious outbreak was recorded in New South Wales in 1881-1882, when there were 154 cases and 40 deaths. Another outbreak in New South Wales in 1913-1917 was of a benign form of the disease, and caused very few deaths among a total of 2,400 recorded cases (Cumpston, 1914; Cumpston and McCallum, 1925).

Until a series of outbreaks during 1900-1909 there was no evidence that plague had previously occurred in Australia. In New South Wales in 1900 during the first epidemic, there were 303 cases and 103 deaths, and in the second epidemic in 1902 there were 139 cases and 39 deaths (Cumpston and McCallum, 1926).

INTENSITY OF EXCESS MORTALITY

1) Australia

It is evident from the crude death rates and the estimated mean population in Australia for each year from 1860 to 1914 (Table 3), that the highest peaks of mortality occurred in 1866-1867 and 1874-1876. During these periods epidemics of scarlet fever and measles were reported, and whooping-cough also tended to be more prevalent.

Data for the two periods were analysed to determine whether they constituted "crises" of mortality according to the condition that the intensity of the excess mortality, I , exceeded 20. The results of the analysis are shown in Table 5. Although mortality was severe during 1866-1867 and 1874-1876, intensities of only 8 and 13, respectively, were attained, indicating that these peaks in mortality were not "crises".

It was also found that a higher value of the intensity was produced when a group of years rather than the single most severe year was considered.

2) The Colonies

i) All causes of death

Because epidemics of infectious diseases did not necessarily always occur in each colony of Australia at the same

TABLE 5
Australia : Analysis of peaks in mortality from all causes
1860-1914

Year	Excess mortality q	$\frac{2}{3}$ n	$\frac{-1}{3}$ t	Intensity of excess mortality I
AUSTRALIA				
1866	.00292	12,620	.140	5
1866-1867	.00552	12,620	.111	8
1875	.00480	15,200	.140	10
1874-1876	.00870	15,200	.099	13
NEW SOUTH WALES				
1866-1867	.00493	5,746	.111	3
1875-1876	.00628	6,986	.111	5
QUEENSLAND				
1863-1866	.0290	1,658	.088	4
1874-1878	.0233	2,968	.082	6
1883-1885	.0120	4,392	.099	5
VICTORIA				
Nov. Dec. 1866 and Jan. Mar. 1867	.00307	7,316	.187	4
Jan. May 1875	.00307	8,549	.187	5

n = mean population.

t = duration of excess mortality in days.

time, it seemed possible that a mortality crisis could occur in one colony but its effect would be reduced when summing the experience for Australia as a whole. Accordingly, the trends in crude death rates for each of the colonies were examined for the occurrence of peaks.

From the series of crude death rates for the years from 1825 to 1859 for New South Wales and Victoria (Table 2) and the series of crude death rates for each colony from 1860 to 1914 (Table 4) there seems to be a peak in mortality around 1860. This is consistent with reports of epidemics of infectious diseases at that time. However, if an excess mortality of 4 per 1,000 is assumed for New South Wales, and 5 per 1,000 is assumed for Victoria for that year, values of 1, the intensity of the excess mortality, are found to be 3 and 5 respectively, indicating that the peak at 1860 did not constitute a crisis.

For the period since 1860, the highest peaks in mortality occurred in New South Wales in 1866-1867 and 1875-1876, in Victoria in 1866-1867 and 1874-1876, and in Queensland in 1863-1866, 1874-1878 and 1883-1885. An analysis of these peaks in mortality is given in Table 5. However, the intensity of the excess mortality in each of the colonies for the periods analysed fails to reach the required level of 20 to meet the criterion of a crisis. In fact, the intensities of the excess mortality are actually lower in the colonies than for Australia as a whole for the same periods.

Monthly data of registrations of deaths available for Victoria enabled the pattern of excess mortality for this colony to be traced in more detail : although monthly data reduced the value of t in the formula for the intensity of the excess mortality, thereby increasing the value of the intensity, this was somewhat offset by the differing seasonal patterns of different diseases. For example, in Australia during the 19th century, whooping-cough tended to occur most from August to January, scarlet fever from April to July, diphtheria from January rising to a peak in June, and measles from September to January (Cumpston, 1927). One useful aspect of the monthly data was that they highlighted the fact that a series of years of excess mortality could be the result of two or three groups of months of unusually high mortality interspersed by months with normal numbers of deaths for that time of year.

ii) Infectious diseases of childhood

It also seemed possible that a crisis in mortality could occur from a particular cause of death but might be concealed when death rates from all causes were considered, or when

epidemics of two or more diseases followed closely on each other. Accordingly mortality rates in each of the colonies were examined separately for each of the four severe childhood diseases, diphtheria, whooping-cough, scarlet fever and measles. Highest peaks in mortality appeared to occur most for scarlet fever and measles; numbers of deaths for each colony for these two diseases are shown in Tables 6 and 7, respectively.

Analysis of the high peaks of mortality from scarlet fever in New South Wales and Victoria around the years 1875-1876 produced values for the intensity of excess mortality of 2 and 4, respectively, and the peak of mortality from measles in Victoria in 1874-1875 produced an intensity of 2. Thus, even this approach did not reveal a crisis of mortality.

iii) Typhoid fever

From an examination of statistics of death from typhoid fever, it was evident that the most severe outbreak from this disease occurred in Western Australia during the years 1895-1898, associated with the massive immigration to the gold mining settlements of that colony. Numbers of deaths from this cause are shown in Table 8. However, calculation of the value of I, the intensity of the excess mortality from typhoid during this period produced a value of only 1.

iv) Influenza

The highest peaks in mortality from influenza during the epidemics of 1891 and 1899 appear to have occurred in Victoria. Numbers of deaths registered from this cause in Victoria during each year from 1880 to 1904 are shown in Table 9.

If one assumes that the mortality from influenza during 1891 in Victoria was concentrated in the three months September to November as occurred for Melbourne (Cumpston, 1919, p. 5) then the intensity of the excess mortality for this period is calculated to be approximately 2 which is well below the figure necessary for a crisis of mortality.

TABLE 6

Numbers of deaths from scarlet fever in each Colony (and later State)
from 1860 to 1900

Year	New South Wales	Victoria	Queensland	South Australia	Western Australia	Tasmania
1860		427		10		
1861		871		2		
1862		416		20		
1863		312		288		
1864		278		510		
1865		215		15	1	
1866		462		2	-	
1867		621		9	-	
1868		460		9	-	3
1869		224		2	-	-
1870		24	1	9	-	-
1871		27	-	22	-	7
1872		135	-	26	-	3
1873		188	4	30	-	10
1874		121	10	64	-	21
1875	302	985	51	484	-	31
1876	1,097	2,240	28	244	-	97
1877	94	183	5	71	-	197
1878	23	136	4	28	-	7
1879	31	61	-	72	-	2
1880	50	26	-	105	-	1
1881	35	86	1	50	-	7
1882	39	89	2	34	-	20
1883	46	59	5	24	-	10
1884	229	34	8	29	-	12
1885	127	14	3	4	-	-
1886	88	14	7	13	-	-
1887	74	4	1	7	-	2
1888	111	21	3	3	-	5
1889	64	41	1	1	-	1
1890	67	68	61	3	-	1
1891	40	26	26	4	-	3
1892	69	26	2	2	-	3
1893	181	21	2	5	-	1
1894	111	67	-	35	-	1
1895	59	32	1	10	1	-
1896	48	44	1	4	-	2
1897	79	87	-	7	2	5
1898	83	42	87	15	-	7
1899	25	15	59	16	1	15
1900	9	6	11	5	1	9

Source : Cumpston (1927).

TABLE 7

Numbers of deaths from measles in each Colony (and later State)
of Australia from 1860 to 1900

Year	New South Wales	Victoria	Queensland	South Australia	Western Australia	Tasmania
1860		274		1	9	
1861		252		111	48	
1862		20		104	-	
1863		8		-	-	
1864		7		-	-	
1865		11		-	-	
1866		427		-	-	
1867		630		112	-	
1868		24		17	-	
1869		24		-	-	
1870		3		1	-	
1871		4		-	-	2
1872		7		-	-	1
1873		1		1	-	-
1874		256	1	280	-	-
1875	752	1,541	178	75	-	129
1876	35	5	33	5	-	1
1877	2	6	1	1	-	2
1878	1	5	1	2	-	-
1879	3	3	1	1	-	-
1880	270	252	-	9	1	-
1881	88	62	3	72	-	45
1882	10	15	32	11	-	-
1883	47	7	59	12	30	-
1884	45	233	6	139	95	1
1885	10	69	2	6	4	29
1886	6	20	1	3	-	1
1887	52	78	-	2	-	-
1888	218	30	3	1	-	-
1889	13	19	-	1	-	-
1890	7	1	-	1	-	-
1891	10	4	-	-	-	-
1892	2	1	1	-	-	-
1893	730	659	186	261	21	35
1894	143	32	113	28	6	14
1895	2	-	2	2	-	-
1896	4	3	-	-	-	1
1897	3	7	-	-	1	-
1898	510	671	138	54	34	45
1899	209	34	116	27	5	13
1900	10	112	7	2	1	-

Source : Cumpston (1927).

TABLE 8

Western Australia : Numbers of deaths from typhoid fever 1864-1914

Year	Number of deaths	Year	Number of deaths	Year	Number of deaths
1864	12	1881	12	1898	296
1865	12	1882	8	1899	148
1866	14	1883	10	1900	128
1867	16	1884	10	1901	120
1868	23	1885	22	1902	181
1869	5	1886	13	1903	132
1870	11	1887	13	1904	87
1871	5	1888	7	1905	107
1872	10	1889	7	1906	128
1873	10	1890	2	1907	123
1874	36	1891	12	1908	75
1875	49	1892	55	1909	83
1876	11	1893	28	1910	50
1877	11	1894	73	1911	84
1878	23	1895	325	1912	100
1879	21	1896	400	1913	63
1880	23	1897	407	1914	57

Source : Cumpston and McCallum (1927).Note : At the time of the 1895-98 epidemic the population of Western Australia increased from a mean of 91,047 to 163,687 persons.

TABLE 9

Victoria : Number of deaths from influenza 1880-1904

Year	Number of deaths	Year	Number of deaths	Year	Number of deaths
1880	22	1889	21	1897	166
1881	14	1890	164	1898	261
1882	28	1891	1,035	1899	963
1883	23	1892	111	1900	188
1884	23	1893	206	1901	295
1885	74	1894	201	1902	314
1886	19	1895	422	1903	129
1887	9	1896	205	1904	257
1888	23				

Source : Cumpston (1919, p.5).

SUMMARY

According to the condition that I, the intensity of excess mortality, must exceed a value of 20 for a crisis of mortality to have occurred, the peaks in mortality in Australia and the colonies between 1860 and 1914 did not constitute crises, nor did statistics for New South Wales (and Victoria) from 1825 to 1859 indicate that crises of mortality had occurred. Furthermore, analysis of peaks of mortality for specific diseases within the colonies also failed to indicate the existence of crises of mortality.

For Australia as a whole the severest periods of mortality appear to have occurred during 1866-1867 and 1874-1876, and possibly also around the 1860s.

Although this investigation of mortality in Australia has produced negative results insofar as the intensity of the excess mortality is concerned, at the same time it provides a possibly unique example of a country without crises of mortality during the 19th century.

REFERENCES

- Australia, *Historical Records of Australia*, Series 1, Governors' despatches to and from England, Commonwealth of Australia, published by the Library Committee of the Commonwealth Parliament.
- Australia, Official Publications of the Government Statistician, Victoria; Official Publications of the Commonwealth Statistician, Bureau of Census and Statistics, Demography Bulletins, Year Books.
- Australia, Parliamentary Papers, Votes and Proceedings of the Legislative Assemblies and Legislative Councils of New South Wales and Victoria.
- Barnes, F., (1970), "The Biology of Pre-Neolithic Man" in *The Impact of Civilisation on the Biology of Man* edited by S. V. Boyden, Australian National University Press, Canberra, 1970.
- Cilento, Raphael ed., (1959), *Triumph in the Tropics, An Historical Sketch of Queensland*, Smith & Petersen, Brisbane, 1959.
- Crowley, F. K., (1960), *Australia's Western Third*, Macmillan, London, 1960.
- Cumpston, J. H. L., (1914), *The History of Small-pox in Australia, 1788-1908*, Service Publication No. 3, Commonwealth of Australia, Quarantine Service, Government Printer, Melbourne, 1914.
- Cumpston, J. H. L., (1919), *Influenza and Maritime Quarantine in Australia*, Service Publication No. 18, Commonwealth of Australia, Quarantine Service, Government Printer, Melbourne, 1919.
- Cumpston, J. H. L., (1927), *The History of Diphtheria, Scarlet Fever, Measles, and Whooping Cough in Australia 1788-1925*, Service Publication No. 37, Commonwealth of Australia, Department of Health, Government Printer, Melbourne, 1927.
- Cumpston, J. H. L., (1928), "The Development of Public Health in Australia", *Medical Journal of Australia*, 1928, vol. 1, pp. 332-36.
- Cumpston, J. H. L., Breinl, A., and Taylor, F. H., (1915), *Australia and Yellow Fever*, Service Publication No. 6, Commonwealth of Australia, Quarantine Service, Government Printer, Melbourne 1915.

- Cumpston, J. H. L., and McCallum, F., (1925), *The History of Small-pox in Australia 1909-1923*, Service Publication No. 29, Commonwealth of Australia, Department of Health, Government Printer, Melbourne, 1925.
- Cumpston, J. H. L., and McCallum, F., (1926), *The History of Plague in Australia 1900-1925*, Service Publication No. 32, Commonwealth of Australia, Department of Health, Government Printer, Melbourne, 1926.
- Cumpston, J. H. L., and McCallum, F., (1927), *The History of Intestinal Infections (and Typhus Fever) in Australia 1788-1923*, Service Publication No. 36, Commonwealth of Australia, Department of Health, Government Printer, Melbourne, 1927.
- Cunningham, P., (1827a, 1827b), *Two years in New South Wales : a series of letters, comprising sketches of the actual state of society in that colony; of its peculiar advantages to emigrants; of its topography, natural history, etc., etc.* Vol. I and II, Australiana Facsimile editions No. 31, Libraries Board of South Australia, Adelaide, 1966.
- Davey, Lois, Margaret MacPherson and Clements, F. W., (1947), *The hungry years : 1788-1792*, reprinted from Historical Studies, November 1947, Melbourne University Press.
- Dawson, Robert, (1831), *The present state of Australia : a description of the colony, its advantages and prospects, with reference to emigration : and a particular account of the manners, customs of its aboriginal inhabitants*, 2nd edition, Smith, Elder, London, 1831.
- Elkington, J. S. C., (1916), *Asiatic Cholera*, Service Publication No. 7, Commonwealth of Australia, Quarantine Service, Government Printer, Melbourne, 1916.
- Farwell, George, (1948), *Down Argent Street : the story of Broken Hill*, F. H. Johnston, Sydney, 1948.
- Fenner, Frank, (1970), "The Effects of Changing Social Organisation on the Infectious Diseases of Man" in *The Impact of Civilisation on the Biology of Man* edited by S. V. Boyden, Australian National University Press, Canberra, 1970.
- Hollingsworth, T. H., (1975), "Crises of Mortality", paper circulated by the International Union for the Scientific Study of Population, January 1975.
- Robson, L. L., (1964), "The Origin and Character of the Convicts Transported to New South Wales and Van Diemen's Land 1787-1852", Ph.D. thesis, Australian National University, Canberra, 1964.

Serle, Geoffrey, (1963), *The Golden Age - A History of the Colony of Victoria, 1851-1861*, Melbourne University Press, Melbourne, 1963.

Young, Christabel, M., (1969), "An Analysis of the Population Growth and Mortality of Selected Birth Cohorts in Australia, with Reference to the Relationship between Cohort and Transverse (or Calendar Year) Experience", Ph.D. thesis, Australian National University, Canberra, 1969.

LE CHOLERA DE 1832 DANS LE BAS-CANADA : MESURE DES INEGALITES DEVANT LA MORT

Louise DECHÊNE

Département d'Histoire
Université de Montréal

et

Jean-Claude ROBERT

Département d'Histoire
Université du Québec à Montréal

L'évolution de l'économie rurale canadienne entre 1650 et 1850 est ponctuée d'un grand nombre de raretés que les contemporains qualifient volontiers de "famines". A ces difficultés sporadiques des 17^e et 18^e siècles succède à partir de 1815-1820, une longue crise agricole qui touche toutes les régions d'occupation ancienne, où la densité atteint déjà un seuil critique. Pourtant et malgré l'impression qui se dégage de la littérature historique, nous ne croyons pas que la population canadienne ait jamais connu une crise de subsistance proprement dite. A première vue, il n'y a pas de concordance entre les années de hauts prix et les pointes de décès, toutes semble-t-il d'origine épidémique. Nous n'observons pas non plus de fléchissement apparent dans le mouvement des mariages et des conceptions en temps de disette. Mais tant que ces observations ne portent que sur des statistiques annuelles et sur l'ensemble de la population, nous reconnaissons leur caractère superficiel. Pour découvrir les perturbations indirectes, sinon directes, que les défaillances agricoles ont pu provoquer dans le rythme de croissance, pour dégager les imbrications entre celles-ci et la sensibilité plus ou moins grandes aux épidémies, il faudrait procéder à des découpages régionaux et dépouiller les registres paroissiaux. Faute de temps et de moyens, nous avons renoncé à un projet d'une telle envergure mais choisi, plus modestement, d'étudier l'autre type de crise proposé aux participants à ce colloque : l'épidémie urbaine et sa propagation dans les campagnes.

Parce que le choléra asiatique fond sur le Bas-Canada au moment même où les campagnes s'enfoncent dans le marasme agricole, cette recherche n'est pas sans rapport avec le problème plus général esquissé plus haut. En mettant en

lumière les fragilités urbaines et les résistances rurales, elle apporte de nouveaux éléments de réflexion sur le régime démographique d'une population trop longtemps considérée comme homogène et mieux connue pour ses performances de fécondité. Enfin le caractère international de l'épidémie autorise des comparaisons qui permettent de mieux mesurer l'impact de la crise.

1. LES CONDITIONS GENERALES DE L'EPIDEMIE

En 1832, le Bas-Canada compte environ 570,000 habitants. Les villes de Québec et de Montréal, avec respectivement quelque 32,000 et 34,000 habitants, rassemblent 12 % de cette population et le reste est réparti de part et d'autre du fleuve. Habitat rural dispersé où les moyens de communications, autres que le réseau navigable formé par le St-Laurent, l'Outaouais et le Richelieu sont à peu près inexistants. Les gros villages sont encore rares et seuls Trois-Rivières, avec environ 3,500 habitants, et sept ou huit bourgs du sud de l'île de Montréal constituent des agglomérations de quelque importance.

Les deux villes ont encore un caractère nettement pré-industriel. Québec est la porte de l'Atlantique et son économie est axée autour des exportations de bois, de céréales et de la construction navale. Montréal, qui est le principal objet de cette étude, est essentiellement un centre commercial qui dessert le Haut-Canada. La production manufacturière tarde à s'y développer. Le recensement de 1831 et la distribution des actes dans les registres paroissiaux permettent de répartir grossièrement sa population comme suit : un tiers de Protestants d'origine britannique, environ un quart de Catholique d'origine britannique, ce qui laisse environ 44 % de Canadiens-français. La croissance rapide de la ville (environ 4 % en moyenne annuellement depuis le début du XIXe siècle) est due surtout à l'apport de l'immigration britannique. Le mouvement des ruraux vers la ville est négligeable.

La densité urbaine est faible dans l'ensemble : entre 7 et 8 personnes par maison habitée dans la ville et les faubourgs et seulement 6 dans le quartier anglophone et bourgeois de Saint-Antoine. Une seule exception : la Pointe-à-Callière, quartier où s'entassaient les immigrants à raison de 18 personnes par maison et peut-être davantage ¹.

¹ Archives du Séminaire de Québec, Fonds Viger-Verreau, J. Viger, *Tablettes Statistiques du comté de Montréal, 1825*. Ce sont les données de 1825. En 1831, le Recensement confirme ces données pour l'ensemble de la ville : 7.23 personnes.

Les quartiers populaires canadiens-français, là où l'épidémie fera ses principaux ravages, conservent un aspect rural : maisonnettes unifamiliales avec leurs cours où l'on trouve généralement un petit potager. Plusieurs gardent un porc ou deux et des volailles, les charretiers leurs chevaux ¹. Ce sont des commerçants, artisans et ouvriers du bâtiment et pour la moitié environ de simples journaliers employés à la manutention, aux travaux de terrassement et autres tâches saisonnières. Une vie précaire dans des conditions d'insalubrité qui ne sont pas celles des nouvelles agglomérations industrielles, mais plutôt celles d'une petite ville de l'Ancien Régime que les autorités ne se sont pas souciées d'aménager. Il n'y a pas de système d'égout, rien de prévu pour l'enlèvement des ordures ménagères. Elles s'entassent souvent dans les cours, s'infiltrant dans le sol, contaminent l'eau des puits ou glissent vers le fleuve où s'alimente un réservoir rudimentaire qui dessert les gens aisés de la basse ville. Il semble que ces mêmes conditions prévalent aussi à Québec. Ces eaux impropres à la consommation véhiculent remarquablement bien le choléra, ce qu'ignorent les contemporains. Il n'y a pas d'administration municipale proprement dite mais une sorte de tutelle judiciaire exercée par le gouvernement colonial.

Au printemps 1832, le Bas-Canada se relève mal d'un hiver exceptionnellement rigoureux. Des fièvres mal identifiées et que les contemporains décriront plus tard comme des symptômes avant-coureurs du choléra asiatique provoquent des pointes de mortalité dispersées dans les villes et les campagnes. Rien n'est fait toutefois pour prévenir une épidémie qui a sévi dans les îles britanniques tout au long de l'hiver 1831-32 et que les navires chargés d'immigrants qui accostent à Québec depuis le début de mai sont susceptibles de répandre tôt ou tard ². Lorsqu'elle éclate dans la première semaine de juin, deux bureaux de santé sont hâtivement créés à Québec et à Montréal, qui s'acquittent distraitemment de leurs responsabilités. Ils recommandent aux propriétaires de nettoyer les rues et les cours, de répandre de la chlorure de chaux. La nuit, on brûle des matières bitumineuses dans les rues et le jour l'armée tire du canon pour purifier l'atmosphère ³. Les quelques 30 médecins et chirurgiens qui desservent Montréal improvisent. Leur dévouement comme celui des prêtres et des religieuses, ne supplée pas à l'absence d'organisation. L'épidémie a libre cours.

¹ Voir les descriptions dans : Dr R. Nelson, *Asiatic cholera*, 123 et règlements du Bureau de Santé publiés dans *La Minerve*, 14 juin 1832.

² Il y a en principe la quarantaine pour les navires, fort critiquée par les marchands et mal appliquée.

³ *La Minerve*, 18 juin 1832.

2. L'INTENSITE DE LA CRISE

Le choléra est diagnostiqué pour la première fois à Québec le 8 juin et le lendemain, Montréal à 260 kilomètres en amont, compte sa première victime. Immédiatement les deux villes connaissent une brusque extension de la maladie. Les statistiques recueillies par les Bureaux de Santé et reproduites dans les journaux ¹ sont sujettes à caution. A Montréal, la très forte mortalité de la première semaine a échappé en grande partie aux rapporteurs officiels qui commencent à fournir des chiffres précis seulement à partir du 16 juin. Même les données subséquentes sont incomplètes comme en témoigne la liste des médecins qui omettent de faire leur rapport, presque la moitié du corps médical certains jours ². D'autre part, on cesse de faire les décomptes en septembre alors que l'épidémie en nette régression, s'étire quand même jusqu'en novembre. Aucune statistique n'a été recueillie dans les régions rurales pendant toute la durée de l'épidémie. Malgré tout, ces bilans officiels livrent l'image d'une mortalité cholérique déjà très forte : 2,218 décès à Québec entre le 8 juin et le 2 septembre, 1,904 à Montréal avant le 21 septembre. Les observateurs montréalais vont plus loin, les plus timides avancent 2,100, un médecin va jusqu'à plus de 3,000 cas mortels ³.

A partir du nombre total de décès enregistrés à Montréal et à Québec en 1832 et de ce que nous savons de la mortalité normale de ces populations, il est possible d'obtenir un taux approximatif de surmortalité, attribuable en majeure partie au choléra.

La mortalité ordinaire dans ces petites villes canadiennes est très élevée pour l'époque. Leur mauvais état physique prépare des terrains propices aux épidémies. La variole, diverses fièvres sont des hôtes périodiques mais qui tuent modérément. Depuis 1815 l'excédent des naissances sur les décès ne s'est pas démenti. Avec le choléra, l'accroissement des décès est stupéfiant et il ne tient

¹ Voir le *Montréal Gazette*, 27 septembre 1832 et le *Report of the Central Board of Health in Return to the Annexed Address of the Legislative Assembly* (Québec 1854) pour les données à Québec et notre Appendice n° 2.

² *La Minerve* du 9 juillet 1832 note ces omissions.

³ *L'Ami du Peuple*, 19 septembre 1832 : *Le Canadian Courant*. 5 septembre 1832. Dr R. Nelson, *op. cit.*, p. 144.

TABLEAU I
Calcul approximatif de la mortalité cholérique
à Québec et à Montréal : 1832

	Montréal	Québec
Population en 1832	34,164 ¹	32,956 ¹
Taux moyen de mortalité	36 à 40 % ²	36 à 40 % ²
Nombre moyen de décès (avec taux de 40 %)	1,366	1,318
Total des décès enregistré en 1832	3,913	4,041
Nombre de décès cholériques et maladies annexes	2,547	2,723
Taux de mortalité cholérique	74 %	82 %

¹ Ce sont les chiffres avancés par W. Kelly, M.D. dans "On the medical statistics of Lower Canada", *Transaction of the Literary and Historical Society of Quebec*, v. III (1833-37), p. 207. En 1831, la population dénombrée était respectivement de 27,297 à Montréal et de 28,000 à Québec. Le chiffre pour Montréal fait donc une large part à l'accroissement par immigration depuis ce recensement, à la présence d'éléments non dénombrés, comme les soldats, matelots et les immigrants qui séjournent brièvement dans cette ville avant de prendre la route du Haut-Canada ou des Etats-Unis. Pour la ville de Québec, le chiffre avancé demeure probablement inférieur à la population durant l'été 1832. L'énorme population flottante de cette ville portuaire est difficile à évaluer; en plus des marins et marchands qui y séjournent, quelque 51,746 immigrants y sont enregistrés cette année là.

² Kelly a calculé 36.2 % à Montréal entre 1826 et 1830, à partir des statistiques de décès reproduites annuellement dans les journaux de l'Assemblée. Travaillant sur la mortalité des catholiques de la ville de Québec, André Lespérance donne un taux évoluant de 40 à 37 % entre 1810 et 1830 (*La mortalité à Québec de 1771 à 1870*, thèse de maîtrise, Démographie, U. de Montréal, 1970). Nous avons retenu le maximum pour nos calculs afin de ne pas exagérer indûment la mortalité épidémique de 1832.

compte que des sépultures enregistrées ¹. Que l'épidémie s'accompagne d'autres infections meurtrières, ainsi qu'on l'a constaté ailleurs ² gonflant un peu nos taux de mortalité cholérique, ne modifie pas cette constatation générale.

Parmi les villes européennes durement frappées, St-Petersbourg aurait eu environ 40 décès cholériques pour mille habitants ³. Paris, 22 pour mille seulement avec 53 % dans ses quartiers les plus éprouvés. Les taux enregistrés dans les autres villes françaises, Lille, Bordeaux, etc. ne semblent guère dépasser 10 à 15 %.

Dublin avec 30 décès pour mille est parmi les villes les plus touchées des îles britanniques. A Londres, il faut pénétrer dans les trois quartiers populaires de Chelsea, St. Saviour et Whitechapel pour trouver des taux du même ordre que dans les villes canadiennes, mais la mortalité épidémique dans l'ensemble de la ville n'est que de 3.5 % ⁴. A New York, Philadelphie, Baltimore et autres villes américaines où le choléra se répand plutôt lentement durant l'été 1832, et en partie à la suite des mouvements migratoires depuis le Canada, la mortalité reste loin en deçà de ce que nous avons observé ⁵.

Nous sommes donc en présence d'une attaque plus violente que toutes celles qui ont marqué la marche de l'infection à travers l'Europe, et qui frappe surtout les contemporains par sa progression fulgurante.

¹ Il est possible de rejeter l'hypothèse d'un sous-enregistrement des décès dans la paroisse catholique. En outre les pasteurs presbytériens - une communauté de quelque mille fidèles - ne fournissent pas de rapports. Rec. de 1831 et J.A.L.B.C., app. AA (1833); R. (1834); app. HH (1835).

² C. Rollet et A. Sauriac, "Le choléra de 1832 en Seine-et-Oise", *Annales E.S.C.*, juillet-août 1974, pp. 945-8.

³ M.V. Nelchkina et coll., "La Russie", L. Chevalier, *Le Choléra. La première épidémie du XIXe siècle*, 145; Les comparaisons qui suivent sont empruntées du même ouvrage collectif.

⁴ Charles Creighton, *A History of Epidemics in Britain*; 2e ed., New York 1965, V. II, chap. IX, *passim*.

⁵ Le choléra pénètre aux Etats-Unis par le Bas-Canada, par New York et par la Nouvelle-Orléans. De toute évidence c'est la voie canadienne qui était la plus crainte : les milices de certaines petites villes américaines prendront les armes pour tenter d'empêcher les immigrants d'arrêter dans leur ville.

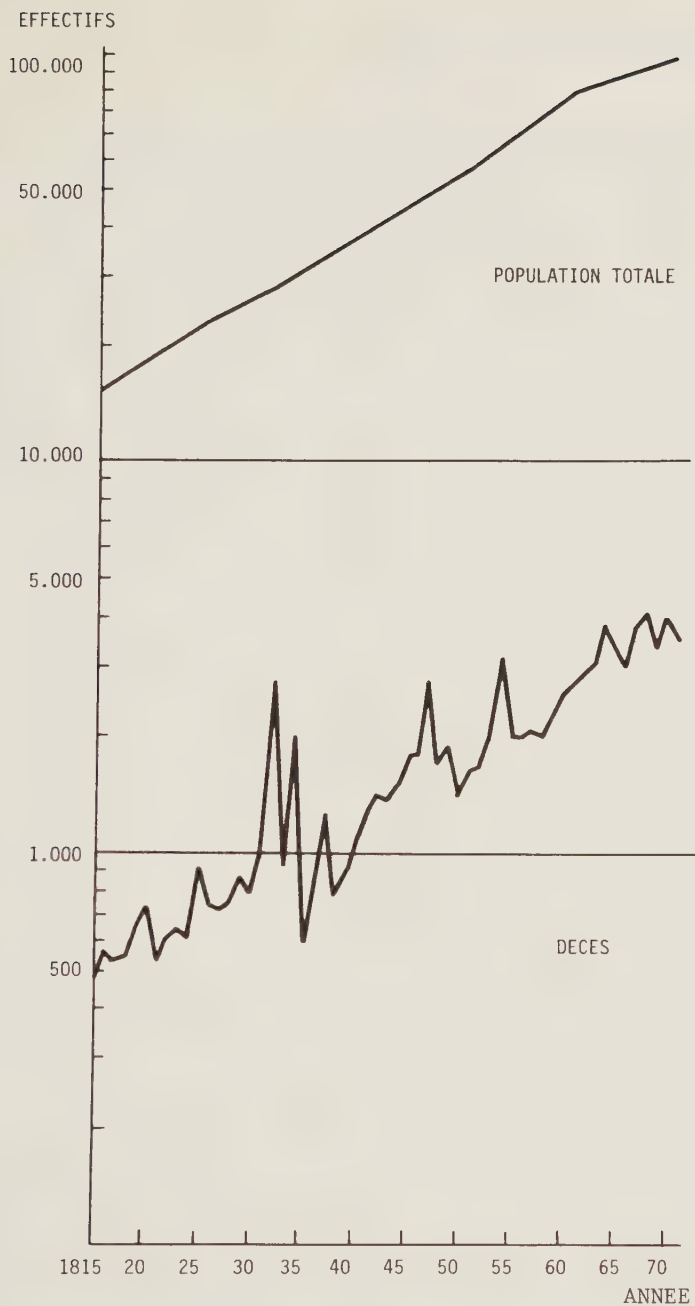


FIGURE 1

Montréal 1815-1871

Evolution de la population et décès catholiques annuels

3. DEVELOPPEMENT CHRONOLOGIQUE DE LA MALADIE DANS LES VILLES

La figure II illustre le mouvement mensuel des décès dans les villes de Québec et Montréal au cours de 1832, comparé au mouvement enregistré durant les trois années qui précèdent ¹. Dans les deux cas, on note la forte mortalité estivale en année normale, ce à quoi les taux de mortalité générale nous avait déjà préparés. La montée brutale de l'épidémie en juin précède la hausse saisonnière liée aux plus grandes chaleurs. Pour retracer les mouvements hebdomadaires et quotidiens de la maladie, il faut s'en tenir aux statistiques des Bureaux de Santé avec toutes leurs imperfections. Néanmoins les figures III et IV font apparaître nettement la soudaineté de l'attaque. A Québec, la mortalité atteint son point culminant sept jours après le début de l'épidémie et se maintient à un niveau élevé durant toute la seconde semaine. Le déroulement de la crise est à peu près identique à Montréal. Un premier cas le 9 juin et déjà le mardi matin 12 juin plus de cent cadavres sont empilés dans le cimetière catholique du faubourg Saint-Antoine, que les médecins menacent de brûler s'ils ne sont pas ensevelis sur l'heure. Les prêtres rassemblent des volontaires pour creuser des tranchées larges et profondes dans lesquelles les charretiers iront désormais directement déposer les corps ². La mortalité continue de progresser par bonds spectaculaires pendant les sept jours suivants. Le 19, on enregistre un maximum de 149 sépultures dans les deux cimetières catholiques et protestants, et celui qu'on a aménagé sur la commune pour ensevelir les morts de l'hôpital cholérique ³. Celui-ci reçoit principalement des immigrants et autres individus sans domicile fixe dans la ville. Les Montréalais sont soignés et meurent chez-eux. Très tôt ceux qui le peuvent

¹ Les chiffres qui ont servi à tracer ces graphiques sont donnés en annexe.

² Ces faits sont rapportés par le Dr Nelson. Un des premiers à mettre sur pied une sorte de service d'urgence. Notons par ailleurs qu'il n'y a que 5 sépultures enregistrées dans la paroisse catholique le 12, que 16 le lendemain, après quoi le curé tente de se mettre à jour à partir des informations fournies par les gardiens du cimetière. Les cas d'inversion sont donc très nombreux dans les registres, sans parler des omissions. Toujours selon Nelson, les charretiers qui doivent dresser la liste des victimes qu'ils transportent au cimetière sont presque tous illettrés. R. Nelson, *op. cit.*, pp. 123-4.

³ D'après *L'Ami du Peuple*, 19 septembre 1832, on compterait seulement 72 inhumations sur le terrain communal, mais il n'y a aucune façon de le vérifier.

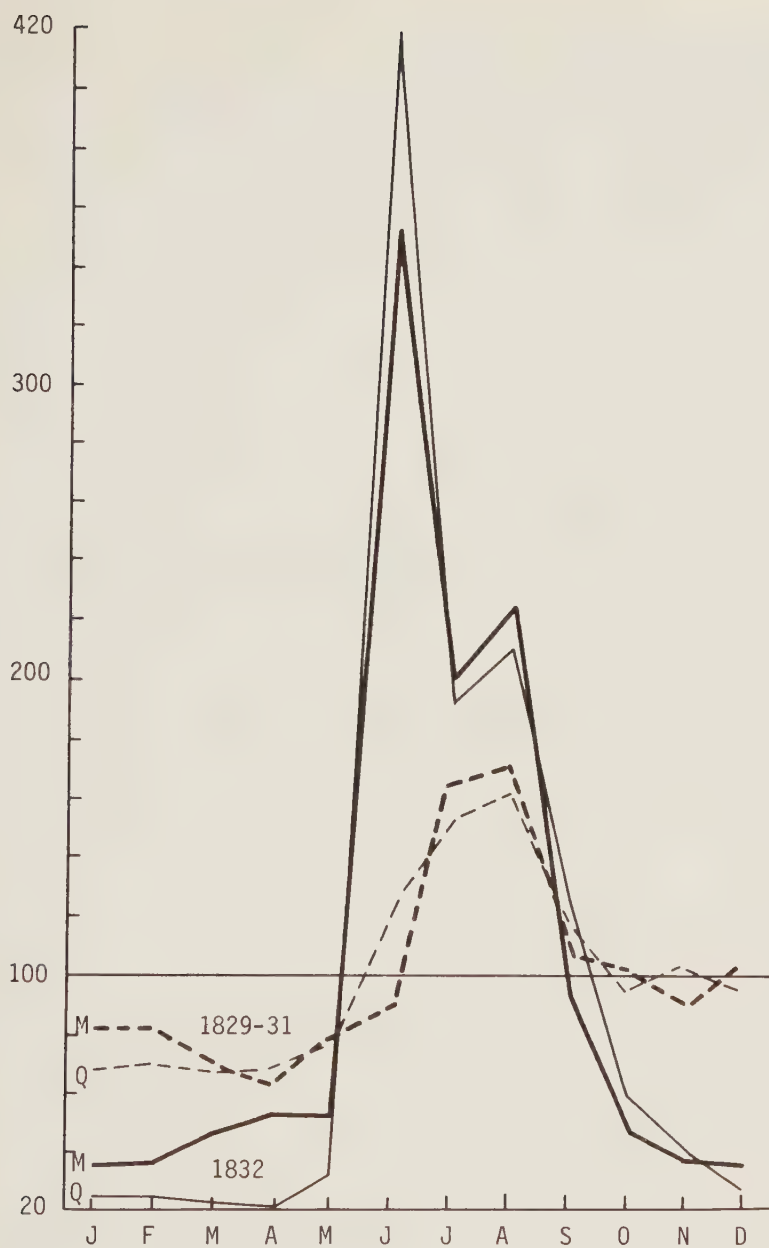


FIGURE 2

Mouvement mensuel des décès (indice corrigé)
à Montréal et à Québec, 1829-31 et 1832

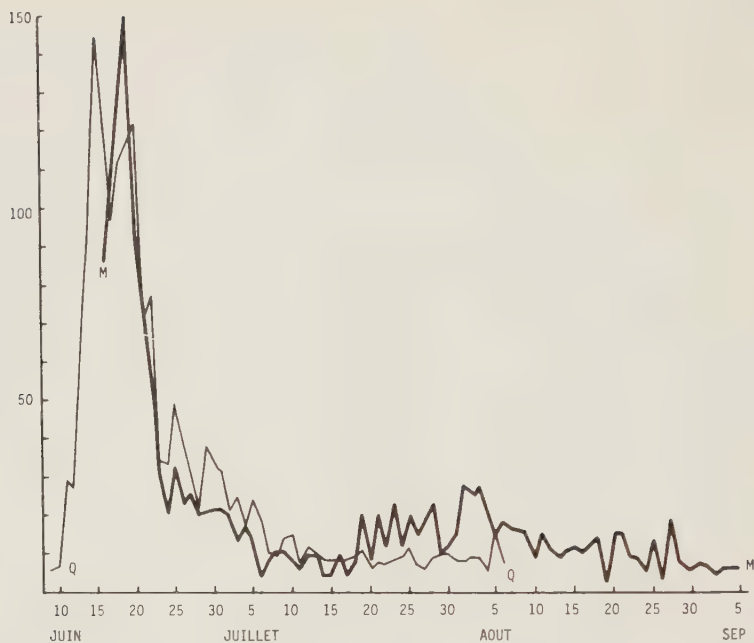


FIGURE 3 - Mouvement quotidien des décès cholériques
à Montréal et à Québec (1832)

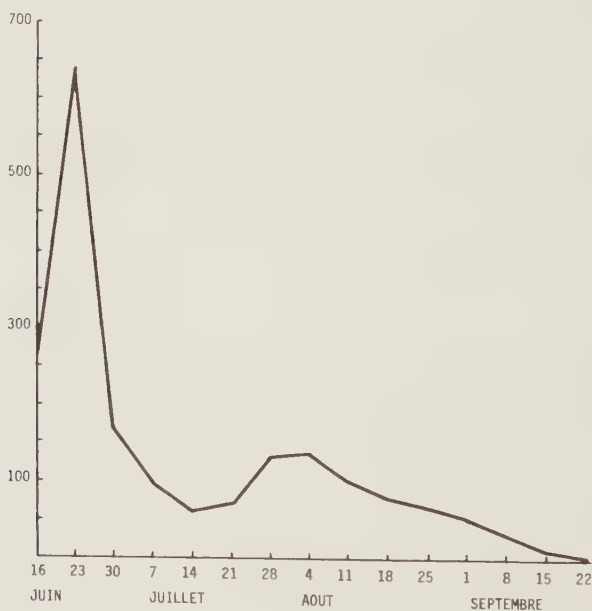


FIGURE 4 - Mouvement hebdomadaire des décès cholériques
à Montréal 1832

s'enfuient à la campagne, les boutiques ferment, ceux qui restent se terrent dans leur maison et les charrettes qui vont nuit et jour par les rues chercher les malades et les morts achèvent de terroriser la population ¹. L'épidémie est déjà en recul quand les dispensaires et autres services commencent à fonctionner et qu'un effort est fait pour recueillir les statistiques.

Il aurait été intéressant de rapporter le nombre de décès à celui des malades, mais il faut y renoncer, les chiffres officiels présentant trop d'anomalies (au plus fort de l'épidémie, nous avons un rapport très bas entre la mortalité et les cas déclarés alors qu'en août ceux-ci sont inférieurs au nombre de décès par le choléra). Il est impossible de repérer un rythme quelconque dans la répartition journalière des décès à Montréal et à Québec comme on l'a fait ailleurs ². A Paris, l'épidémie se déroule en deux temps : une période d'invasion et une de recrudescence, marquée chacune par une augmentation et une diminution progressive ³. On observe le même phénomène à Montréal et à Québec à ceci près que la recrudescence se produit au Canada beaucoup plus vite, dès la fin de juillet. Les événements sont beaucoup plus ramassés : environ 42 jours pour la première phase et 60 pour la seconde si on considère, avec les autorités, qu'une maladie qui ne fait plus qu'une ou deux victimes par jour après la mi-septembre a perdu son caractère épidémique. L'appareil sanitaire est alors démembré et les journaux évitent de rapporter les dernier cas, pour ne pas assombrir les lecteurs.

4. CARACTERISTIQUES DES VICTIMES DU CHOLERA

Pour Québec, nous utilisons le relevé des sépultures par âges et par sexes publié au siècle dernier ⁴; mais alors qu'en année normale les curés enregistrent assez fidèlement les âges des défunts, en 1832 le renseignement manque dans 30 % des cas. Pour Montréal, nous avons simplement procédé

¹ Les journaux demandent qu'on mette fin à ces cortèges funèbres.
La Minerve, 18 juin 1832.

² Ainsi des pointes de mortalité les dimanches et lundis comme à Paris et à Lille: M. Dineur et C. Engrand dans L. Chevalier, *op. cit.*, pp. 75-78. Voir la figure X.

³ L. Chevalier, *op. cit.*, p. 3-4.

⁴ *Recensement du Canada*. 1871., tome IV.

à des comptages rapides dans les registres de Notre-Dame, l'unique paroisse catholique, dont nous livrons ici les résultats sous toute réserve. C'est ici le non-enregistrement qui pèse le plus lourdement.

Ce n'est qu'exceptionnellement que le curé omet d'inscrire l'âge, mais cette constance est en soi inquiétante, compte tenu du désordre dans lequel ces sépultures ont été enregistrées durant l'épidémie.

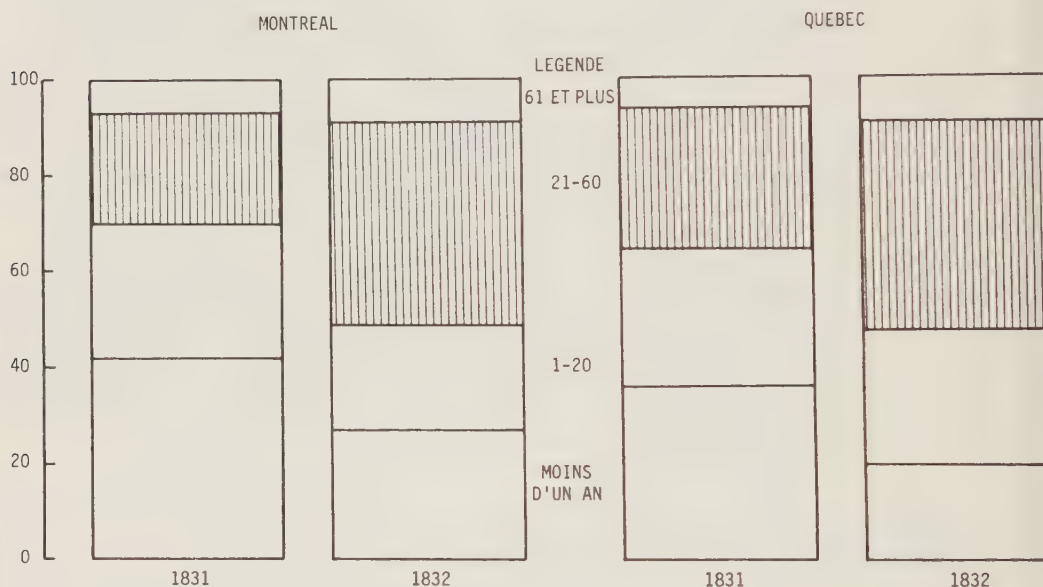


FIGURE 5
*Répartition de l'ensemble des décès
catholiques par groupes d'âges*

Le choléra frappe surtout les adultes. Faute de connaître la distribution par âges des seuls décès épidémiques, la figure 5 oppose l'ensemble des décès de 1831 et 1832. En année normale environ les deux tiers des décès concernent des individus âgés de moins de 21 ans. L'année du choléra,

la proportion de ceux-ci dans la mortalité totale tombe à moins de la moitié et, en revanche, les tranches d'âge comprises entre 21 et 60 ans sont surreprésentées. L'immunité relative du bas-âge est évidente, celle des jeunes, observée par les contemporains, beaucoup moins, mais ce sont peut-être les faiblesses de nos instruments de mesure qui sont ici en cause. Les gens âgés meurent proportionnellement davantage en 1832 mais avec un écart beaucoup moins prononcé que dans le cas des adultes ¹.

Le rapport entre la mortalité masculine et féminine en 1831 et en 1832 est à peu près le même. A Québec sur toute l'année 53.5 % de décès masculins en 1831 et 55.6 % en 1832. La répartition à Montréal durant les mois d'été seulement ne varie pas; elle est de l'ordre de 53.5 % de décès masculins. A Lille, en Seine et Oise, on a constaté que le choléra frappait plus souvent les femmes qui soignent les malades et qui, à cause des tâches ménagères, sont davantage en contact avec l'eau. Dans les villes canadiennes et les deux sexes semblent être également vulnérables.

Le choléra a-t-il aussi opéré un tri dans les différentes classes de la société ? Les faits donnent-ils raison à la bourgeoisie qui essaie de se convaincre que l'épidémie ne touche pas "... les classes pauvres et malpropres et adonnées à l'intempérance, les classes ouvrières exposées aux grandes chaleurs et à des travaux excessifs ..." ². Ou encore aux Anglais et Américains qui se rassurent en soulignant que le mode de vie des Canadiens-français (alimentation grossière, absence d'hygiène, abus d'alcool, maisons basses qui les obligent à dormir au rez-de-chaussée, tempéraments excitables avivés par les passions politiques, etc.) ³ les prédisposent à la maladie ? La répartition des décès de la population cahtolique de Montréal par grands groupes d'occupations ne donne pas des résultats très nets.

¹ On peut comparer par exemple avec les résultats de l'enquête menée sur le choléra en Seine et Oise, par C. Rollet et A. Sauriac, *art. cité*, pp. 951-956. L'image est à peu près la même.

² *La Minerve*, 18 juin 1832.

³ Attitude qui prévaut dans la presse anglophone locale mais qui s'exprime avec plus de discrétion que celle des observateurs américains : *Report of the Commission appointed by the Sanitary board of the City Councils to visit Canada, for the investigation of the epidemic cholera prevailing in Montreal and Quebec*, Philadelphie, 1832.

TABLEAU II

Répartition procentuelle des décès dans la paroisse Notre-Dame de Montréal selon le milieu professionnel et l'origine ethnique : étés 1831 et 1832

	1831			1832			
	Canadiens français	Autres catholiques (Irlandais)	Total	Canadiens français	Autres catholiques (Irlandais)	Total	Répartition en % au recensement de 1825 ¹
Journaliers et autres	22	35	57 %	21	21	44 %	41 %
Artisans	22	7	29 %	28	7	35 %	34 %
Occupations non-manuelles	6	2	8 %	4	3	7 %	23 %
Cultivateurs	3	1	4 %	2	1	3 %	2 %
Cas inconnus	2	0	2 %	6	5	11 %	-
TOTAL	55	45	100 %	61	39	100 %	100 %

¹ Le recensement de 1831 ne donnant la profession que pour le chef de ménage, nous avons utilisé celui de 1825 qui est plus complet.

Nous avons ramené toutes les occupations urbaines à trois grandes catégories qui correspondent à peu près à des niveaux de vie et des statuts sociaux distincts : une bourgeoisie au sens le plus large allant des professions libérales jusqu'aux commis et commerçants: les gens de métier, avec lesquels sont confondus les charretiers, qui comme eux sont en majorité des travailleurs indépendants et petits propriétaires: au-dessous la masse des journaliers, porteurs, serviteurs, femmes de journée, etc. où se concentre le plus grand nombre d'indigents. Ce sont les personnes appartenant à ces milieux qui sont regroupées, c'est-à-dire les chefs de famille avec leur femme et leurs enfants et non pas les seuls travailleurs. Un découpage plus précis aurait rassemblé des effectifs trop faibles pour être significatifs. Enfin il est inutile d'analyser avec finesse des données que les prêtres notent souvent machinalement en l'absence des proches du défunt.

On peut s'attendre à ce que la catégorie supérieure soit proportionnellement moins frappée. L'écart est cependant assez faible. Si d'autre part, c'est ce groupe qui réussit le mieux à fuir vers la campagne, cet écart est annulé. La petite bourgeoisie ne semble pas à première vue avoir été protégée du fléau. Le plus étonnant toutefois c'est de constater que les artisans sont davantage frappés par l'épidémie que le groupe le plus misérable, et cette fois, nous sommes en présence d'effectifs assez élevés pour accepter l'évidence. Elle contredit, entre autre, ce que L. Chevalier observe à Paris et n'est pas facile à expliquer.

Pour y voir clair nous avons distingué grossièrement les décès des Canadiens-français et ceux des individus ayant des noms étrangers. Comme il s'agit d'une population catholique, ceux-ci sont surtout des Irlandais. D'après l'ensemble des naissances enregistrées en 1831 et 1833 ils représentaient un peu plus du tiers des paroissiens de Notre-Dame. Il est normal que le nombre de décès de ces "étrangers" ¹ soit supérieur à la place qu'ils occupent dans la paroisse, comme c'est le cas en 1831. Chaque été, des milliers d'immigrants traversent Montréal vers l'Ouest du pays, y séjournent temporairement, plusieurs y meurent.

Mais en 1832, les décès d'Irlandais et autres non-Canadiens-français sont proportionnellement moins nombreux. Comme ils forment la majeure partie des journaliers, nous tenons peut-être là un élément d'explication. Si une analyse de la mortalité différentielle à Québec aboutissait aux mêmes résultats, il faudrait chercher l'explication dans une meilleure résistance à l'infection propre à l'Europe ? ² Dans des habitudes alimentaires, comme l'usage du thé qui oblige à faire bouillir l'eau ? Chose certaine, la misère n'est pas ici un facteur d'explication car, de l'avis de tous les contemporains elle est plus répandue chez ces nouveaux arrivés que chez les indigènes.

Parmi les artisans, en grande majorité Canadiens-français, les maçons, les charpentiers sont le plus touchés, après les charretiers qui semblent avoir été littéralement décimés.

¹ Le groupe compte surtout des immigrants de fraîche date mais, bien sûr, aussi certains établis depuis longtemps dans la province et même Canadiens de naissance.

² Mais non au choléra lui-même puisque celui-ci n'a pas visité l'Irlande avant le printemps et qu'il y a d'ailleurs très peu d'immigrants de l'année dans ces décès.

La paroisse Notre-Dame ¹ englobe une banlieue agricole qui compte quelques centaines de chefs de famille cultivateurs ². C'est apparemment le groupe le plus épargné mais comme nous le verrons plus loin les campagnes des alentours ont été lourdement touchées par l'épidémie. On a peut être trouvé quelque façon d'éviter le transport des morts dans le cimetière urbain. L'examen des registres des paroisses rurales voisines nous renseignerait.

Montréal compte un tiers de protestants qui sont proportionnellement mieux représentés dans la classe supérieure de la société et aussi parmi les artisans. Les registres de ces diverses confessions ont été d'ordinaire mal tenus et plusieurs ont disparu. Nous avons cru un instant pouvoir évaluer la mortalité cholérique chez les protestants en soustrayant la mortalité des catholiques du total des décès, mais en procédant ainsi nous ajoutons à la mortalité protestante les décès catholiques non-enregistrés et obtenons des taux anormalement forts pour un groupe qui a peut-être été aussi affecté que les catholiques, mais certainement pas davantage ³.

5. L'EPIDEMIE DANS LES CAMPAGNES

Les informations éparses et souvent contradictoires glanées dans les journaux ne permettent pas de suivre pas à pas le mouvement de l'épidémie hors des villes. D'ailleurs entre la date du premier cas signalé dans telle ou telle paroisse et la période de crise il peut s'écouler plusieurs semaines, la promiscuité y étant beaucoup plus faible. C'est d'ailleurs ce qui apparaît sur la courbe mensuelle des décès, dans le district rural de Montréal ⁴. L'épidémie atteint son point culminant un mois plus tard que dans la ville. Elle frappe très fort dans l'ensemble tous les bourgs riverains

¹ La dimension de la paroisse de Notre-Dame, jointe à l'absence d'archives du bureau de santé, ne nous permettent pas de spatialiser finement nos données. Tout au plus pouvons-nous préciser que la mortalité semble s'accroître dans les zones mal drainées du bas des faubourgs.

² En 1825, on en compte 610. Voir J. Viger, *Tablettes statistiques du comté de Montréal*. 1875.

³ Ces taux invraisemblables de mortalité protestante sont un indice de plus du sous enregistrement des décès.

⁴ Voir figure VI.

qui entretiennent des relations étroites avec Montréal, sont situés le long des grands axes migratoires et sont souvent congestionnés par l'afflux des ruraux sans terre ¹. Observons sur ce même graphique 6 l'amplitude de la mortalité estivale ordinaire que l'épidémie vient doubler et l'allure relativement placide du mouvement mensuel des décès dans les districts de Trois-Rivières et Québec. Il faudrait travailler sur une période plus longue pour savoir si ces différences sont significatives.

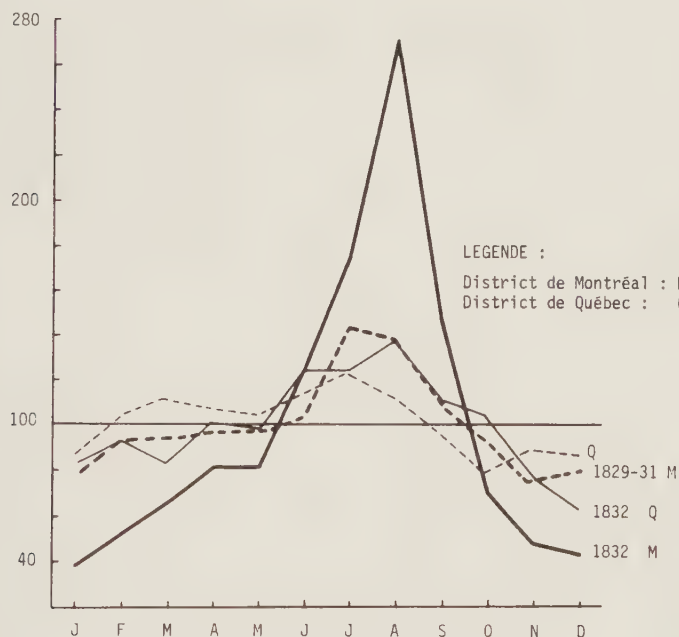


FIGURE 6

*Mouvement mensuel des décès dans les paroisses
rurales 1829-31 et 1832*

Les divisions territoriales des recensements ne correspondent pas à celles utilisées dans les publications des

¹ F. Ouellet, *Histoire économique et sociale du Québec 1760-1850*, passim.

actes d'état civil, ce qui empêche de bien saisir la mortalité des régions rurales. Le sous-enregistrement des décès protestants pose un autre problème dans plusieurs comtés. Dans l'ensemble du Bas-Canada, la mortalité chez les catholiques est d'environ 27 %. ¹ Si nous pouvions défalquer celles des villes, la régression en cours depuis le milieu du XVIIIe siècle serait beaucoup plus sensible, car ce sont des campagnes relativement saines. Des épidémies mal identifiées s'y promènent mais toujours très localisées et elles laissent d'amples excédents de naissances. Quant au choléra de 1832, il ne touche à peu près pas à la partie est de la province.

Pour mesurer l'impact de l'épidémie dans chaque comté, nous calculons l'augmentation des décès en 1832, par rapport à la moyenne des sépultures étalée sur une période de six ans (1827-1831 et 1833) ². La carte illustre bien le cheminement de l'épidémie depuis Montréal vers les Etats-Unis via le Richelieu que les voyageurs et les marchandises rejoignent à Chambly. Ainsi le cours inférieur de la rivière est partiellement épargné. La mortalité cholérique est moins forte sur la route du Haut-Canada ³. Nous savons que l'épidémie a fait des ravages dans les chantiers forestiers de l'Outaouais mais les décès dans cette partie de la province nouvellement ouverte ne sont pas encore enregistrés. Au sud du district de Montréal, les Cantons peuplés en majorité de protestants échappent pour la même raison à nos calculs. Ils ne sont pas situés sur les voies d'eau et il est de commune renommée que le choléra n'y pénétra point. Il y a donc six comtés qui sont aussi éprouvés que Montréal, ou presque, ce qui signifie que le fléau a littéralement foudroyé la population de leur chef-lieu, le reste étant dispersé dans les campagnes, donc mieux protégé. Que des immigrants morts durant leur marche vers les E.-U. aient grossi les décès dans ces paroisses, sans doute ... Pour l'historien ce qui frappe est la coupure entre Québec et son arrière pays et, dans l'ensemble, l'absence de liaisons régulières dans la majeure partie du territoire, bien illustré par ces résistances rurales.

¹ J. Henripin et Y. Péron, "La transition démographique de la province de Québec". H. Charbonneau, *La population du Québec*, 30.

² D'après les états annuels (Recensement du Canada 1871, v. IV), toute augmentation inférieure à 20 % et qui se maintient en 1833 est, compte tenu de l'augmentation rapide de ces population, trop faible pour signaler la présence du choléra. Nous la considérons comme nulle.

³ Le Haut-Canada ne sera pas épargné par l'épidémie; toutefois son impact y est plus difficile à mesurer, compte tenu de son caractère de zone pionnière, point d'aboutissement de l'immigration britannique.

Augmentation des sépultures
catholiques par comté pour 1832



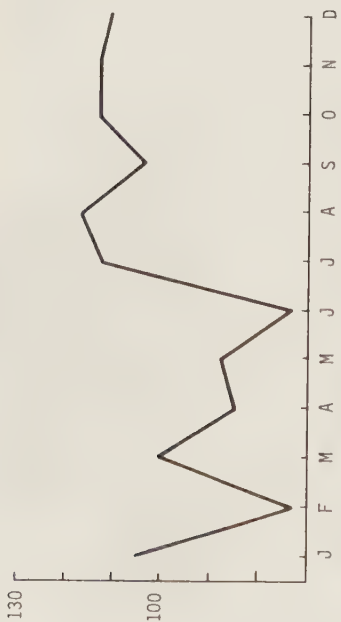


FIGURE 8a - Mouvement des conceptions paroisse catholique de Montréal 1832

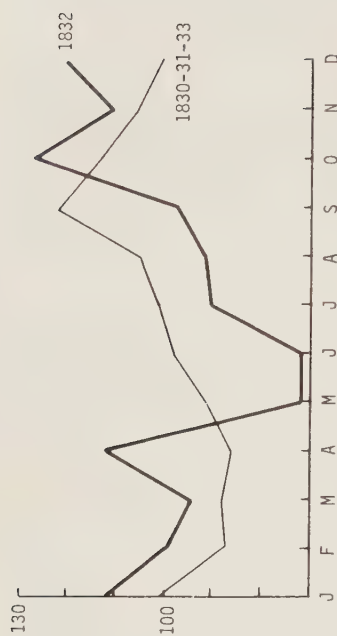


FIGURE 8b - Mouvement des conceptions de la population catholique de Québec

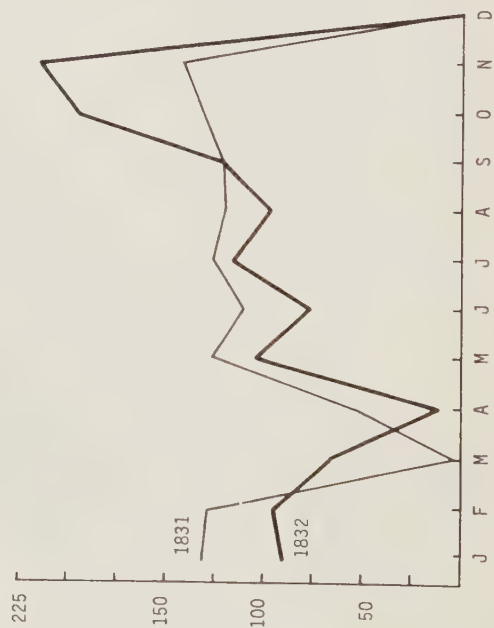


FIGURE 9a - Mouvement saisonnier des mariages population catholique de Montréal

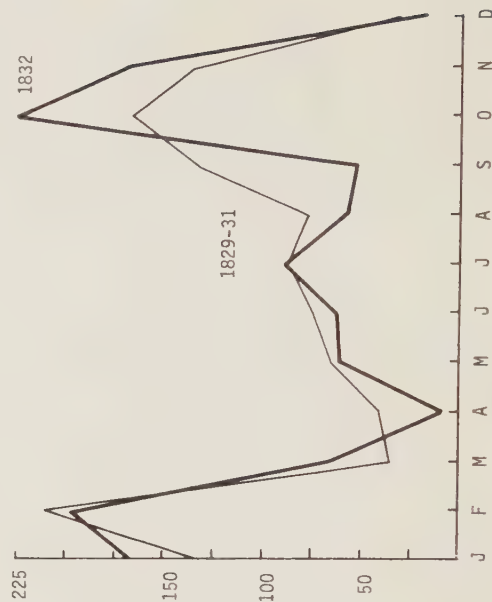


FIGURE 9b - Mouvement saisonnier des mariages population totale du district de Montréal

6. LES CONSEQUENCES DEMOGRAPHIQUES

Quelles sont les conséquences d'une crise qui tue une personne sur 13, adultes en majorité, dans des villes somme toute assez petites ? Ailleurs et en d'autres temps, elle hypothéquerait l'économie et l'avenir de ces populations mais ici l'homme est à vil prix et des cargaisons d'immigrants viennent aussitôt remplacer les disparus. Aurions-nous la possibilité de dresser une pyramide des âges à Montréal un ou deux ans après l'épidémie que les nouveaux-venus auraient déjà comblé les vides creusés par le choléra. Celui-ci revient d'ailleurs en 1834, 1845, 1851, 1854 et 1867, chaque fois de moins en moins meurtrier, alternant avec le typhus, la variole, etc., et pourtant le taux d'accroissement réel de Montréal continue de s'accélérer. Ce qui change dans cette première moitié du siècle, ce sont les rapports entre les groupes ethniques et l'épidémie a peut-être accéléré le renversement des forces qui survient durant cette période. Les Canadiens-français deviennent minoritaires dans leur ville et il faut attendre quarante ans pour que les ruraux appelés par l'industrie naissante, viennent prendre la relève du vieux stock montréalais, diminué par des décennies de maladies et de misère.

Ce sont là des propos d'historiens. Il est difficile, même à partir d'une étude minutieuse du mouvement de la population, de cerner de façon précise les séquelles proches et lointaines de cette épidémie de 1832 qui ouvre en quelque sorte la porte à une kyrielle de crises qui, jointes au mouvement migratoire, contribuent à brouiller les pistes. Or nous n'avons même pas eu le loisir d'amorcer cette analyse de sorte que les observations superficielles qui suivent ont une portée bien restreinte.

S'il y a, à Montréal, baisse absolue de la mortalité dans les deux derniers mois de 1832, par rapport aux moyennes mensuelles des années antérieures, c'est une récupération de courte durée puisqu'en 1833 le niveau des décès est élevé. Nous n'apercevons pas non plus de baisse sensible dans les comtés ruraux touchés par l'épidémie ¹.

Le mouvement des mariages est légèrement perturbé ². Notons l'amplitude des creux du Carême et de l'Avent dans la ville et dans les campagnes, le rythme classique accordé aux travaux agricoles dans ces dernières qui contraste avec l'étalement des mariages dans la ville. En 1832 il y a un très léger fléchissement en juin dans la paroisse urbaine

¹ D'après les états annuels, Rec. 1871, v. IV.

² La Figure VIII représente les indices mensuels des mariages catholiques à Montréal et tous les mariages dans l'ensemble du district de Montréal.

mais ce qui frappe davantage c'est l'amplitude inusitée de la nuptialité en automne, peut-être due à des remariages. Le niveau annuel est de 20 % plus élevé que l'année précédente et se maintient l'année suivante. A la campagne il y a simple récupération en octobre et novembre des mariages que l'épidémie avait retardée ¹.

L'état mensuel des naissances dans l'ensemble du Bas-Canada publié par l'Assemblée s'arrête en 1832. Le mouvement des conceptions dans les campagnes nous échappe donc, et celui des villes est difficile à interpréter ². D'une part si le choléra emporte un très grand nombre de femmes en âge de concevoir, pourquoi le niveau annuel des naissances entre octobre 1832 et septembre 1833 est-il à Québec comme à Montréal plus élevé que les années précédentes et que les deux années postérieures ? La forte nuptialité au lendemain de l'épidémie et les naissances qui s'ensuivent en octobre-décembre 1833 est-elle suffisante pour annuler les pertes ? Nous observons à Québec un net fléchissement des conceptions dès mai, confirmant l'état maladif de la population antérieurement à l'épidémie. Le niveau ne remonte pas en juin, mais la récupération n'attend même pas la fin de l'épidémie. Ce mouvement reflète évidemment à la fois la mortalité cholérique féminine et les comportements sexuels pendant la crise.

En somme, du point de vue de l'évolution démographique, cette épidémie ne semble rien bouleverser. Du point de vue historique, par les carences physiques qu'elle révèle, les antagonismes sociaux et ethniques qu'elle fait éclater, par l'amenuisement des forces et la démoralisation des travailleurs qu'elle entraîne, son importance est considérable ³. A titre d'exemple, au Bas-Canada, comme ailleurs, la thèse du complot se répand. Tandis qu'habituellement les classes populaires accusent les classes dirigeantes de vouloir les faire disparaître, ici on accuse les Britanniques de nourrir de semblables desseins. Même l'évêque Jean-Jacques Lartigue, qui réside à Montréal, avalise la thèse : il écrit à son cousin qui séjourne en Angleterre :

¹ La source officielle ne donnant pas le mouvement mensuel de tous les mariages urbains, ceux-ci restent inclus dans le graphique B, mais leur nombre est trop faible pour modifier le rythme rural.

² Voir figure 9. Pour Montréal l'absence d'une longue série de relevés ne nous permet pas la comparaison.

³ Mais c'est un autre dossier qu'il faudrait ouvrir pour développer cet autre aspect du choléra.

"Les autres objets qui me paraissent en ce moment mériter le plus ton attention sont : le meurtre de nos Canadiens le 21 mai, approuvé depuis officiellement par le gouverneur; et l'envahissement de nos terres incultes par l'émigration britannique qui menace de nous chasser de notre pays et de le dépeupler de Canadiens périodiquement et chaque année par la maladie" ¹.

¹ Mgr Lartigue à D.-B. Viger, Montréal le 22 octobre 1832, *Rapport de l'archiviste de la Province de Québec 1942-43*, 165. Le "meurtre" auquel l'évêque fait allusion est survenu lors d'une élection à Montréal. La troupe, appelée pour maintenir l'ordre, avait tiré dans la foule et tiré trois Canadiens français. C'est dans ce climat politique tendu que le choléra s'abattit sur la ville.

ANNEXE I

Etat mensuel des sépultures pour les années 1829-1832
reçu des protonotaires par l'assemblée du Bas-Canada

		J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	TOTAL
Montréal	1829-1831	267	243	228	206	257	321	546	565	346	330	285	320	3,913
	1832	114	106	150	167	172	1,130	663	740	295	149	115	112	
Québec	1829-1831	243	232	240	236	274	422	544	577	406	339	344	337	3,980
	1832	85	78	74	66	111	1,366	650	714	407	202	133	94	
District de Montréal	1829-1831	919	998	1,097	1,087	1,125	1,175	1,675	1,613	1,216	1,062	845	916	9,797
	1832	293	368	520	614	633	932	1,357	2,714	1,121	545	364	336	
Population rurale des districts de Trois- Rivières, Québec	1829-1831	923	996	1,165	1,094	1,096	1,024	1,288	1,175	981	832	892	909	4,676
	1832	303	309	303	352	358	441	451	502	391	375	273	227	
(y compris Trois-Rivières)														

Source : App. AA, JALBC, 1833 et William Kelly, M.D., "On the medical statistics of Lower Canada", *Transaction of the Literary and Historical Society of Québec*, vol. III (1833-37) pp. 193-221. L'auteur donne les chiffres pour les villes de Québec et de Montréal, à partir de la même source, alors que la publication officielle procède par district. En recoupant ces deux sources, nous pouvons distinguer les populations urbaines et rurales.

ANNEXE II

Mortalité cholérique à Montréal : totaux hebdomadaires

		Total cumulatif
Semaine du : 16 juin	261 décès	261
23 juin	632 décès	893
30 juin	166 décès	1059
7 juillet	94 décès	1153
14 juillet	61 décès	1214
21 juillet	70 décès	1284
28 juillet	131 décès	1415
4 août	136 décès	1551
11 août	101 décès	1652
18 août	79 décès	1731
25 août	68 décès	1799
1 septembre	54 décès	1853
8 septembre	32 décès	1885
15 septembre	13 décès	1898
22 septembre	6 décès	1904

Source : Rapports du Bureau de Santé de Montréal, publiés dans le *Montréal Gazette*, September 25, 1832.

ANNEXE III

Mortalité cholérique à Montréal et à Québec :
relevés quotidiens des décès

Date	Montréal	Québec	Date	Montréal	Québec
9 juin		6	1 août	27	8
10 juin		7	2 août	25	9
11 juin		29	3 août	27	9
12 juin		27	4 août	21	5
13 juin		70	5 août	14	17
14 juin		92	6 août	18	8
15 juin	175 ¹	143	7 août	16	
16 juin	86	120	8 août	16	
17 juin	102	97	9 août	15	
18 juin	128	112	10 août	9	
19 juin	149	117	11 août	15	
20 juin	94	122	12 août	11	
21 juin	76	70	13 août	9	
22 juin	52	78	14 août	11	
23 juin	31	34	15 août	12	
24 juin	21	33	16 août	10	
25 juin	33	49	17 août	12	
26 juin	23	40	18 août	14	
27 juin	26	31	19 août	3	
28 juin	20	21	20 août	15	
29 juin	21	38	21 août	15	
30 juin	22	33	22 août	9	
			23 août	8	
1 juillet	22	31	24 août	5	
2 juillet	20	21	25 août	12	
3 juillet	14	25	26 août	3	
4 juillet	17	17	27 août	18	
5 juillet	13	24	28 août	8	
6 juillet	4	18	29 août	6	
7 juillet	9	10	30 août	6	
8 juillet	11	9	31 août	7	
9 juillet	11	14			
10 juillet	9	15	1 septembre	6	
11 juillet	6	7	2 septembre	4	
12 juillet	10	12	3 septembre	6	
13 juillet	10	11	4 septembre	6	
14 juillet	4	8	5 septembre	6	
15 juillet	4	8			
16 juillet	10	8			
17 juillet	4	8			
18 juillet	4	9 ²			
19 juillet	20	11			
20 juillet	8	6			
21 juillet	20	8			
22 juillet	12	7			
23 juillet	23	8			
24 juillet	12	9			
25 juillet	30	12			
26 juillet	15	7			
27 juillet	18	6			
28 juillet	23	9			
29 juillet	10	10			
30 juillet	12	10			
31 juillet	14	8			

Sources : *La Minerve*, juin, juillet, août, septembre 1832.*Montreal Gazette*, juin, juillet, août, septembre 1832.*Report of the Central Board of Health in Return to the Annexed Address of the Legislative Assembly, Québec, Donoghue & Cie, 1855.*¹ Il s'agit du total des décès cholériques depuis le 9 juin. D'après le Dr R. Nelson, il y avait déjà plus de 100 décès le 12 juin.² Estimé.

ANNEXE IV

Etat mensuel des mariages dans le district de Montréal, en 1829-1832 reçu des protonotaires par l'Assemblée du Bas-Canada (JALBC, App. AA, 1833)													
	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	TOTAL
1829-1831	839	1178	217	241	404	447	536	502	807	1030	823	133	7157
1832	365	386	157	21	131	131	186	127	116	489	357	40	2506
Etat mensuel des mariages de la population catholique de Montréal, 1831-1832 (Registres paroissiaux ANQM)													
	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	TOTAL
1831	30	27	1	12	29	25	29	28	27	31	32	0	269
1832	25	24	19	3	29	20	33	27	33	54	58	0	325
Etat mensuel des naissances de la population catholique de Québec (Recensement du Canada, 1871, tome IV)													
Mois de la naissance	O	N	D	J	F	M	A	M	J	J	A	S	TOTAL
Mois de la conception	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	
Conçus en 1830,31,33	352	292	306	299	289	342	340	366	411	392	364	337	4090
Conçus en 1832	131	113	112	133	77	85	103	108	111	150	131	138	1392
Etat mensuel des naissances de la population de Montréal													
	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	
Conçus en 1832	126	84	119	102	96	87	129	139	119	135	135	128	

ANNEXE V

Mortalité cholérique dans quelques villes en 1832 *

	Population	Décès cholériques
Paris	800 000	20 000
Koenigsbourg	70 000	1 318
Prague	97 000	1 335
Saint-Petersbourg	360 000	4 757
Moscou	350 000	4 690
Vienne	300 000	11 896
Stettin	24 000	250
New York	200 000	2 000
Albany	24 000	311

* Source : A. Brigham. *Treatise on Epidemic Cholera*, Hartford, H. & E.J. Huntingdon, 1832.

BIBLIOGRAPHIE

BIBLIOGRAPHIE INTERNATIONALE SUR LES CRISES DE MORTALITE

dressée par

J. DUPÂQUIER
T.H. HOLLINGSWORTH
W. KÖLLMANN

avec la collaboration de

N. SÁNCHEZ-ALBORNOZ

Abel, Wilhelm, *Agrarkrisen und Agrarkonjunktur usw.*, Hamburg, 1966.

Actes du Colloque International de Démographie Historique, Liège 18-20 avril 1963, publiés par P. Harsin et E. Hélin, Problèmes de mortalité, Paris, 1965.

Alvarez Amézquita, J. et al., *Historia de la salubridad y de la asistencia social en Mexico*, 4 vols. Mexico, 1960.

Anthropologie et Démographie, IXe congrès international des Sciences Historiques, I, rapports 1952.

Appleby, Andrew, B., "Disease or Famine ? Mortality in Cumberland and Westmorland 1580-1640", *Econ. Hist. Rev.*, 2nd Ser., 26, 3 (1973), pp. 403-432.

Armengaud, André, *Démographie et Société*, Paris, 1966.

Ashburn, Percy Moreau, *The Ranks of Death : a Medical History of the Conquest of America*, New York, 1947.

Baehrel, René, "La haine de classes en temps d'épidémie", *Annales (E. S. C.)*, 7, 3 (1952), pp. 351-360.

Baehrel, René, *Une croissance : la basse Provence rurale (fin XVIe siècle, 1789)*, Paris, 1961.

Baratier, Edouard, *La démographie provençale du XIIIe au XVIe siècle. Avec chiffres de comparaison pour le XVIIIe siècle et les époques antérieures*, Paris, 1961.

- Bäumler, G., "Medezinalstatistische Untersuchungen über Weiden (Oberpfalz) von 1551 bis 1800", *Archiv für Hygiene*, (1938) s. 195-243.
- Bell, W. G., *The Great Plague in London in 1665*, London, 1934.
- Bennassar, Bartolomé, *Recherches sur les grandes épidémies dans le nord de l'Espagne à la fin du XVIIe siècle. Problèmes de documentation et de méthode*, Paris, 1969.
- Bertillon, Jacques, *Des recensements de la population, de la nuptialité, de la natalité et de la mortalité à Paris pendant le XIXe siècle et les époques antérieures*, Paris, 1907.
- Besio Moreno, N., *Buenos Aires, Puerto del Rio de la Plata, Capital de la Argentina, Estudio critico de su poblacion, 1536-1936*, Buenos Aires, 1939.
- Bhatia, Balmokand, *Famines in India, etc.*, Bombay, 1967.
- Biraben, J. N., "Conceptions médico-épidémiologiques actuelles de la peste. La peste dans l'Europe occidentale et le bassin méditerranéen", *Le Courrier médical*, (janvier et février 1963).
- Biraben, J., "Durée de la vie dans la population de Columnata (épipaléolithique oranais)", *Population*, 24, 3 (1969), pp. 487-500.
- Biraben, J., *Les hommes et la peste en France et dans les pays européens et méditerranéens*, Paris, 1975 et 1976.
- Biraben J. N. et Le Goff, J., "La peste dans le Haut Moyen Age", *Annales E. S. C.*, 24, 6 (1969), pp. 1484-1510.
- Blake, John, B., "The Early History of Vital Records in Massachusetts", *Bull. Hist. Med.*, 29, 1 (1955), pp. 46-68.
- Blaschke, Karlheinz, *Bevölkerungsgeschichte von Sachsen bis zur industriellen Revolution*, Weimar, 1967.
- Boislisle, Arthur de, "Le grand hiver et la disette de 1709", *Rev. des questions historiques*, 1903, 1, pp. 442-509 et 1903, 2, pp. 486-542.
- Bondoïs, Paul-M., "La misère sous Louis XIV. La disette de 1662", *Rev. d'hist. écon. et sociale*, XII, I, (1924), pp. 53-118.
- Borah, Woodrow, "América como modelo ? El impacto demografico de la expansion europea sobre el mundo no europeo", *Cuadernos americanos*, 21, 6 (1962), pp. 176-185.

- Borah, Woodrow, "Population decline and the social and institutional changes of New Spain in the middle decades of the sixteenth century", *Akten des 34. internationalen Amerikanistenkongresses*, Vienna, 1960, pp. 172-178.
- Borah, W. y Cook, S. F., "La poblacion de Mexico en el siglo XVI", *Historia mexicana*, 12 (1962), pp. 1-12.
- Bowsky, William, M., *The Black Death. A Turning Point in History ?* New York, 1971.
- Braudel, F., *Civilisation matérielle et capitalisme*, Paris, 1967.
- Bricourt, Michel, Lachiver, Marcel et Queruel, Julien, "La crise de subsistance des années 1740 dans le ressort du Parlement de Paris (d'après le Fonds Joly de Fleury de la Bibliothèque Nationale de Paris)", *Annales de Démographie Historique* 1974, pp. 281-333.
- Brownlee, John, "Certain Aspects of the Theory of Epidemiology with Special Relation to the Plague", *Proc. Roy. Soc. Med.*, 11, 1-2 (1918), pp. 85-127.
- Buffon, François, *Histoire naturelle de l'homme. Des probabilités de la vie ...*, Oeuvres, T. 3, Paris, éd. Furne, 1865.
- Burckhardt, A., *Demographie und Epidemologie der Stadt Basel 1601-1900*, Basel, 1908.
- Buxton, Patrick, A., "Depopulation in the New Hebrides and other parts of Melanesia", *Trans. Roy. Soc. Trop. Med. Hyg.*, 19, 8 (1926), pp. 420-454 and 22, 5 (1929), pp. 435-442.
- Calvo, T., "Démographie historique d'une paroisse mexicaine : Acatzingo (1606-1810)", *Cahiers des Amériques latines*, 6 (1972), pp. 7-41.
- Carpentier, Elisabeth, "Autour de la peste noire : famines et épidémies dans l'histoire du XIVe siècle", *Annales E. S. C.* 17, 6 (nov.-décembre 1962), pp. 1062-1092.
- Carpentier, Elisabeth, *Une ville devant la peste. Orvieto et la peste noire de 1348*, Paris, 1962.
- Carrière, Charles, Coudurie, M. et Rebuffat, F., *Marseille, ville morte. La peste de 1720*, Marseille, 1968.
- Casanas, O., "La poblacion de Santa Maria (Catamarca) entre los censos nacionales de 1869 y 1895", *Anuario del Instituto de Investigaciones Historicas*, 8 (1965), pp. 181-220.
- Cavina, Giovanni, *L'Influenza epidemica attraverso i secoli*, Roma, 1959.

- Chambers, J. D., *Population, Economy, and Society in Pre-Industrial England*, Oxford, 1972.
- Chandler, Tertius and Fox, Gerald, *3000 Years of Urban Growth*, New York, 1974.
- Charlier, J., *La peste à Bruxelles de 1667 à 1669 et ses conséquences démographiques*, Bruxelles, 1969.
- Chaunu, Pierre, *La civilisation de l'Europe classique*, Paris, 1966.
- Chevalier, Louis et autres, *Le choléra, la première épidémie du XIXe siècle*, La Roche-sur-Yon, 1958.
- Cissoko, Sèkéné-Mody, "Famines et épidémies à Tombouctou et dans la Boucle du Niger du XVIIe au XVIIIe siècle", *Bull. Inst. Fond. Afr. Noire*, 30, 3 (1968), pp. 806-821.
- Colmenares, G., *La provincia de Tunja en el Nuevo Reino de Granada. Ensayo de historia social (1539-1800)*, Bogota, 1970.
- Colnat, Albert, *Les épidémies et l'histoire*, Paris, 1937.
- Connel, K. H., *The Population of Ireland (1750-1845)*, Oxford, 1950.
- Cook, N. David, *The Indian Population of Peru, 1570-1620*, Austin, 1973, Ph.D. thesis at the University of Texas, unpublished.
- Cook, Sherburne, F., "Human Sacrifice and Warfare as Factors in the Demography of Pre-colonial Mexico", *Hum. Biol.*, 18, 2 (1946), pp. 81-102.
- Cook, Sherburne, F., *The Conflict between the California Indian and White Civilization*, Berkeley, 1943.
- Cook, Sherburne, F., "The Significance of Disease in the Extinction of the New England Indians", *Hum. Biol.*, 45, 3 (1973), pp. 485-508.
- Cook, Sherburne, F., and Borah, Woodrow, *Essays in Population History : Mexico and the Caribbean*, Berkeley, 1971 and 1974 (2 vols).
- Cook, Sherburne, F., and Borah, Woodrow, *The Indian Population of Central Mexico 1531-1610*, Berkeley, 1960.
- Cooper, Donald, B., *Epidemic Disease in Mexico City, 1761-1813*, Austin, 1965.
- Cornish, W. R., *The Influence of Famine on Growth of Population*, S. 1. (Madras ?), s.d. 17 p. (se trouve à la Bibliothèque Nationale de Paris).

- Cornish, W. R., *The Sanitary and Medical Aspects of the Famine of 1876-1877, Madras, 1878.*
- Cousens, S. H., "Regional Death Rates in Ireland during the Great Famine, from 1846 to 1851", *Population Studies*, 14, 1 (July 1960), pp. 55-74.
- Creighton, Charles, *A History of Epidemics in Britain*, Cambridge, 1891-4.
- Crosby, A. W., "Conquistador and Pestilence. The First New World Pandemic and the Fall of the Great Indian Empires", *Hispanic American Historical Review*, 47, (1967), pp. 321-337.
- Curtin, Philip, D., "Epidemiology and the Slave Trade", *Pol. Sci. Quart.*, 83, 2 (1968), pp. 190-216.
- Danvers, F. C., "Historical and Recent Famines in India", *J. Soc. Arts*, 34, 1736 (1886), pp. 317-328.
- Da Silva, Victor Deodato, "A legislação econômica e social consecutiva à peste negra de 1348 e sua significação no contexto da depressão do fim da Idade Média", *Rev. Hist.*, (Sao Paulo), 47, 95-96 (1973), pp. 59-104 e 337-408.
- Davis, Kingsley, *The Population of India and Pakistan*, Princeton, 1951.
- De Castro, Diego, "Sull'estinzione delle popolazioni indigene delle isole Marianne, Caroline e Palaos", *Riv. Antrop.* 30 (1935), pp. 113-174.
- Delaporte, P., *Evolution de la mortalité en Europe depuis les origines de la statistique de l'état civil*, Paris, 1941.
- Delumeau, Jean, *La civilisation de la Renaissance*, Paris, 1967.
- De Solano, Francisco, "Algunas consideraciones sobre demografia historica : problemas en el calculo de la poblacion en la América hispana (1492-1800)", *Rev. Univ. Madrid*, 20, 79 (1971), pp. 185-218.
- Dieckmann, Irmela, *Die Pest und ihre Folgen im dreissigjährigen Kriege in Württemberg*, Med. Diss., Tübingen, vom 22. Februar 1955 (1955), 41 gez. Bl. (Mschr.).
- Dobyns, Henry, F., "An Outline of Andean Epidemic History to 1720", *Bull. Hist. Med.*, 37, 6 (1963), pp. 493-515.
- Dols, Michael, W., *The Black Death in the Middle East*, Princeton, 1971, Ph.D. thesis at Princeton University, unpublished.
- Drake, Michael, "The Irish Demographic Crisis 1740-41", in T. W. Moody, ed., *Historical Studies*, VI, London, Routledge, Kegan & Paul, 1968.

- Drake, Michael, *Population and Society in Norway (1735-1865)*, Cambridge, 1969.
- Drake, Michael, *Historical Demography : Problems and Projects*, Bletchley, Eng., 1974, Section three, pp. 89-118.
- Dubled, Henri, "Conséquences économiques et sociales des mortalités du XIVE siècle, essentiellement en Alsace", *Rev. d'hist. écon. et sociale*, 37, 3 (1959), pp. 273-294.
- Duffy, John, *Sword of Pestilence : the New Orleans Yellow Fever Epidemic of 1853*, Baton Rouge, 1966.
- Dyrvik, Ståle, Mykland, Knut and Oldervoll, Jan., *The demographic Crises in Norway in the 17th and 18th Centuries : Some Data and Interpretations*, Department of History, University of Bergen, Norway, 46 p.
- Eaton, Henry, L., *Early Russian Censuses and the Population of Muscovy, 1550-1650*, Urbana-Champaign, 1970, Ph.D. thesis at the University of Illinois, unpublished.
- Edwards, R. D. and Williams, T. D., *The Great Famine, Studies in Irish History, 1845-1852*, New York, 1957.
- Favreau, Robert, "Epidémies à Poitiers et dans le Centre-Ouest à la fin du Moyen Age", *Bibl. Ec. Chartres*, 125, 2 (1967), pp. 349-398.
- Fisher, F. J., "Influenza and Inflation in Tudor England", *Econ. Hist. Rev.*, 2nd Ser., 18, 1 (1965), pp. 120-129.
- Floate, H. F. G., "The Mauritian Malaria Epidemic 1866-1868", *J. Trop. Geog.*, 29 (1969), pp. 10-20.
- Florescano, E., *Precios del maíz y crisis agrícolas en Mexico (1708-1710)*, Mexico, 1969.
- Fournial, Etienne, *Les villes et l'économie d'échange en Forez aux XIIIe et XIVE siècles*, Paris, 1967.
- Fourquin, Guy, *Les campagnes de la région parisienne à la fin du Moyen-Age, du milieu du XIIIe siècle au début du XVIe siècle*, Paris, 1964.
- Frantz, Günther, *Der dreissigjährige Krieg und das deutsche Volk*, Stuttgart, 1961.
- Friede, J., "Demographic Changes in the Mining Community of Muzo after the Plague of 1629", *Hispanic American Historical Review*, 47 (1967), pp. 338-359.

- Friede, J., "Las minas de Muzo y la "peste" acaecida a principios del siglo XVIII en el Nuevo Reino de Granada", *Revista de Historia de America*, 65/66 (1968), pp. 90-108.
- Glass, D. V. and Eversley, D. E. C. (editors), *Population in History. Essays on Historical Demography*, London, 1965.
- Goubert, Pierre, *Beauvais et le Beauvaisis de 1600 à 1730. Contribution à l'histoire sociale de la France du XVIIe siècle*, Paris, 1960, 2 vol.
- Guyon, J. L. G., *Histoire chronologique des épidémies du nord de l'Afrique*, Alger, 1855.
- Hayami, Akira, "Demografia e economia no Japao pré-industrial", *Anais de Historia*, 4 (1972), pp. 5-22.
- Hecker, J. F. K., *The Black Death in the Fourteenth Century*, London, 1833.
- Heers, J., *L'Occident au XIVème et XVème siècles. Aspects économiques et sociaux*, Paris, 1966.
- Helleiner, Karl, "Europas Bevölkerung und Wirtschaft im späteren Mittelalter", *Mitteilungen des Instituts für österreichische Geschichtsschreibung*, 62 (1954), s. 254-269.
- Henrich, Karl, "Die Pest von 1666/67 in der Pfalz und den angrenzenden Gebieten", *Mitteilungen des Historischen Vereins der Pfalz*, 65 (1967), s. 163-191.
- Henry, Louis, *Anciennes familles genevoises. Etude démographique XVI-XIXe siècles*, Paris, 1956.
- Higgs, Robert and Stettler, H. Louis III, "Colonial New England Demography : a Sampling Approach", *Will. Mary Quart.*, 3rd. Ser., 27, 2 (1970), pp. 282-294.
- Hollingsworth, Th., *Historical Demography*, London, 1969.
- Houdaille, Jacques, "Pertes de l'armée de terre sous le Premier Empire d'après les registres matricules", *Population*, 27, 1 (janvier-février 1972), pp. 27-50.
- Ibarolla, Jésus, *Les incidences de deux conflits mondiaux sur l'évolution démographique française*, Paris, 1954.
- Indo-Chinese Gleaner (Malacca), "The Effect of Conquests on Population", 6 (oct. 1818), pp. 190-191.

- Jackson, J. G., "The Plague in Morocco of 1799", in Shabeeny, El Hage Abd Salam : *An Account of Timbuctoo and Housa*, London, 1820, pp. 156-190.
- Jacobs, Wilbur, R., "The Tip of an Iceberg : Pre-Columbian Indian Demography and Some Implications for Revisionism", *Will. Mary Quart.* 3rd Ser., 31, 1 (1974), pp. 123-132.
- Jungkunz, Walter, "Die Sterblichkeit in Nürnberg 1714-1850, zugleich ein Beitrag zur Seuchengeschichte der Stadt", *Mitteilungen des Vereins für Geschichte Nürnbergs*, 42 (1951), s. 289-352.
- Jutikkala, E., "The Great Finnish Famine in 1696-1697", *The Scandinavian Economic History Review*, 3, 1 (1955), pp. 48-63 and "Can the Population of Finland in the 17th Century be calculated ? *ibid* 5 (1958), pp. 155-172.
- Jutikkala, E., and Kauppinen, M., "The Structure of Mortality during Catastrophic Years in a Pre-Industrial Society", *Pop. Studs.*, 25, 2 (1971), pp. 283-285.
- Kelter, Ernst, "Das deutsche Wirtschaftsleben im 14./15. Jahrhundert im Schatten der Pestepidemien, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 165 (1953), s. 161-208.
- Kershaw, Ian, "The Great Famine and Agrarian Crisis in England 1315-1322", *Past and Present*, 59 (1973), pp. 3-50.
- Keys, Angel, et al., *The Biology of Human Starvation*, Minneapolis, 1950.
- Keyser, Erich, *Bevölkerungsgeschichte Deutschland*, Berlin, 1941.
- Keyser, Erich, "Die Ausbreitung der Pest in den deutschen Städten" in : *Ergebnisse und Probleme moderner geographischer Forschung (Hans Mortensen zu seinem 60. Geburtstag)*, *Abhandlungen der Akademie für Raumforschung und Landesplanung*, 28 (1954), s. 207-215.
- Kisskalt, K., "Die Sterblichkeit in 18. Jhdt", *Zeitschrift f. Hygiene*, 93, (1921), s. 438-511.
- Kisskalt, K., "Die Sterblichkeit in der 1. Hälfte des 19. Jhdts in den deutschen Städten", *Zeitschrift f. hygiene*, 98 (1922), s. 1-22.
- Klein, Herbert, "Das grosse Sterben von 1348-49 und seine Auswirkung auf die Besiedlung der Ostalpenländer", in : *Mitteilungen der Gesellschaft für Salzburger Landeskunde. Festschrift zur Feier des 100-jährigen Bestandes*, Salzburg, 1960, s. 91-170.
- Klein, Herbert, S., "The Trade in African Slaves to Rio de Janeiro, 1755-1811 : Estimates of Mortality and Patterns of Voyages", *J. Afr. Hist.*, 10, 4 (1969), pp. 533-549.

- Kolodny, Emile, Y., "La Crête : mutations et évolution d'une population insulaire grecque", *Rev. géog. Lyon*, 43, 3 (1968), pp. 227-290.
- Krebs, Gertraud, *Die geographische Verbreitung der Cholera im ehemaligen Österreich-Ungarn in den Jahren 1831-1916*, Berlin, 1941, 72 s. Veröffentlichungen aus dem Gebiete des Volksgesundheitsdienstes, 55.
- Krehnke, Walter, *Der Gang der Cholera in Deutschland seit ihrem ersten Auftreten bis heute*, Berlin, 1937, 118 s = Veröffentlichungen aus dem Gebiete des Volksgesundheitsdienstes, 49, 2.
- Landry, Adolphe et div., *Traité de démographie*, Paris, 1945.
- Laslett, Peter, *The World We Have Lost*. London, 1965. (*Un monde que nous avons perdu. Famille, communauté et structure sociale dans l'Angleterre pré-industrielle*, Paris, 1969).
- Lebrun, François, *Les hommes et la mort en Anjou aux XVIIe et XVIIIe siècles*, Paris, 1971.
- Le Roy Ladurie, Emmanuel, "L'aménorrhée de famine (XVII-XXe siècles)", *Annales (E. S. C.)*, 24, 6 (1969), pp. 1589-1601.
- Le Roy Ladurie, Emmanuel, *Les paysans du Languedoc*, Paris, 1966.
- Le Roy y Cassa, J. E., *Estudio sobre la mortalidad de La Habana durante et siglo XIX y los comienzos del actual*, La Habana, 1913.
- Levasseur, P., *La population française*, Paris, 1889-1891.
- Lichtenberger, Karl, *Die Pestjahre in Süddeutschland seit 1360 bis zum Ausgang des 18. Jahrhunderts*, Phil. Diss., Halle, vom 12. März 1921 (1922), XI u. 134 Bl. (Mschr.).
- Lucas, H. S., "The Great European Famine of 1315, 1316, 1317", *Speculum*, 5, (1930), pp. 343-377.
- Luckacs, John, "The Transmission of Life : Certain Generalizations about the Demography of Europe's Nations in 1939-41", *Comp. Stud. Soc. Hist.*, 12, 4 (1970), pp. 442-451.
- Lutge, Friedrich, "Das 14./15. Jahrhundert in der Sozial- und Wirtschaftsgeschichte", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 162 (1950), s. 161-213.
- Mallet, Bernard, "Vital Statistics as affected by the War", *J. Roy. Stat. Soc.*, 81, 1 (1918), pp. 1-36.
- Malvido, Elsa, "Factores de despoblacion y de reposicion de la poblacion de Cholula (1641-1810)", *Hist. Mex.*, 89 (1973), pp. 53-110.

- Messance, *Recherches sur la population des généralités d'Auvergne, de Lyon, de Rouen, et de quelques provinces et villes du Royaume*, Paris, 1766.
- Meuvret, Jean, "Les crises de subsistances et la démographie de la France d'Ancien Régime", *Population*, 1, A (oct.déc. 1946), pp. 643-650.
- Meyenberg, Gerhard, *Seuchen im Vogtland während des dreissigjährigen Krieges*, Med. Diss., Frankfurt, vom 28. Juli 1949 (1949), 62 gez. Bll., Abb. (Mschr.).
- Mode, Peter, G., *The Influence of the Black Death on the English Monasteries*, Chicago, 1916.
- Moheau, *Recherches et considérations sur la population de la France*, Nouv. éd. par R. Gonnard, Paris, 1912.
- Mols, Roger, *Introduction à la démographie historique des villes d'Europe du XIVe au XVIIIe siècle*, Louvain, 1954-1956.
- Mols, Roger, *Population in Europe 1500-1700*, London, 1972, (From Fontana *Economic History of Europe*, vol. II)
- Morgowski, Kurt, *Das Seuchengeschehen in der Geschichte Hamburgs. Von der Stadtgründung bis zur letzten nord-europäischen Pestepidemie zu Beginn des 18. Jahrhunderts*, Med. Diss., Hamburg, vom 30. November 1951 (1951), 59 gez. Bll., graph. Darst. (Mschr.).
- Morin, C., "Population et épidémies dans une paroisse mexicaine : Santa Ines Zacatelco (XVIIe-XIXe siècles)", *Cahiers des Amériques latines*, 6 (1972), pp. 43-73.
- Mullett, C. F., *The Bubonic Plague and England. An Essay in the History of Preventive Medicine*, Lexington (Kentucky), 1956.
- Nadal, J., *La población española (siglos XVI a XX)*, Barcelona, 1966.
- Nadal, J. et Giralt, E., *La population catalane de 1553 à 1717. L'immigration française*, Paris, 1961.
- IXe congrès international d'histoire de la médecine*, Bucarest (septembre 1932), comptes-rendus, Bucarest, s.d. pp. 361-546 : "Défense de l'Europe contre la peste".
- Okasaki, Ayanori, *Histoire du Japon : l'économie et la population*, Paris, 1958.
- Onran, Abdel, R., "The Epidemiological Transition. A Theory of the Epidemiology of Population Change", *Mil. Mem. F. Quart.*, 49, 4 Pt. 1 (1971), pp. 509-538.

- Palli, H., "Historical Demography of Estonia in the 17th-18th Centuries and Computers", in J. Kahk and A. Vassas, *Studia Historica in Honorem Hans Kruus*, Tallinn, 1971, pp. 205-219.
- Pasuto, V. T., "Les famines dans l'ancienne Rus' (Xe-XIVe siècles)", *Annales E. S. C.*, 25, 1 (1970), pp. 185-199.
- Peller, Sigismund, "Zur Kenntnis der städtischen Mortalität im 18. Jahrhundert mit besonderer Berücksichtigung der Säuglings- und Tuberkulosesterblichkeit (Wien zur Zeit der ersten Volkszählung)", *Zeitschrift für Hygiene*, 90, 2 (1920), s. 227-262.
- Perroy, Edouard, "A l'origine d'une économie contractée : les crises du XIVe siècle", *Annales*, 4, 2 (1949), pp. 167-182.
- Peters, Elisabeth, *Das grosse Sterben 1350 in Lübeck und seine Auswirkungen auf die wirtschaftliche und soziale Struktur der Stadt*, Diss., Berlin, vom 7. November 1939, Lübeck (1939), 137 s.
- Poitrineau, Abel, *La vie rurale en Basse-Auvergne au XVIIIe siècle (1726-1789)*, Paris, 1966.
- Pollitzer, R., *Plague*, Geneva, 1954.
- Reincke, Heinrich, "Bevölkerungsprobleme der Hansestädte", *Hansische Geschichtsblätter*, 70, (1951), s. 1-33, und "Bevölkerungsverluste der Hansestädte durch den Schwarzen Tod 1349-50", *ibid.* 72 (1954) s. 88-90.
- Reinhard, Marcel, "Les répercussions démographiques des crises de subsistances au XVIIIe siècle", *Actes du congrès des sociétés savantes*, (1956), p. 67.
- Reinhard, Marcel, Armengaud, André et Dupâquier, Jacques, *Histoire générale de la population mondiale*, Paris, 3e éd. 1968.
- Renaud, H. P. J., "Recherches historiques sur les épidémies du Maroc. IV. Les pestes au milieu du XVIIIe siècle", *Hespéris*. 26, 4 (1939), pp. 293-319.
- Renouard, Y., "Conséquences et intérêts démographiques de la Peste noire de 1348", *Population*, 3, 3 (1948), pp. 459-466.
- Robbins, Helen, "A Comparison of the Effects of the Black Death on the Economic Organization of France and England", *J. Pol. Econ.*, 36, 4 (1928), pp. 447-479.
- Rodenwaldt, Erich, *Pest in Venedig 1575-1577. Ein Beitrag zur Frage der Infektkette bei den Pestepidemien Westeuropas*, Sitzungsberichte der Heidelberger Akademie der Wissenschaften, Mathematisch-Naturwissenschaftliche Klasse, (1952), 2, s. 119-381.

- Russell, J.C., *British Medieval Population*, Albuquerque, 1948.
- Russell, J.C., *Late Ancient and Medieval Population*, Trans.Amer.Phil. Soc., New Ser. 48, 3 (Philadelphia), 1958, 152 pp.
- Ruwet, Joseph, "Crises démographiques : problèmes économiques ou crises morales ? Le pays de Liège sous l'Ancien Régime", *Population*, 1954, pp. 451-476.
- Samuel, A.E., Hastings, W.K., Bowman, R.S., and Bagnall, R.S., "Life Expectancy in Roman Egypt", *Death and Taxes; australian in the Royal Ontario Museum*, Toronto, (1971), pp. 3-75.
- Sanchez-Albornoz, N., *The Population of Latin America. A History*, Berkeley, 1974.
- Schlossberger, Hans, *Kriegsseuchen, Historischer Überblick über ihr Auftreten und ihre Bekämpfung*, Jena, 1945, 84 s., 20 abb.
- Schmitt, Robert, C., "Catastrophic Mortality of Hawaii", *Haw. J. Hist.*, 3 (1969), pp. 66-86.
- Schmölz, Franz und Therese Schmölz, "Die Sterblichkeit in Landsberg am Lech von 1585-1875", *Archiv für Hygiene und Bakteriologie*, 136, (1952), s. 504-540.
- Schofield, R.S., "Crisis Mortality", *Loc. Pop. Studs.*, 9 (1972), pp. 10-22.
- Sebag, Paul, "La peste dans la Régence de Tunis aux XVIIe et XVIIIe siècles", *I.B.L.A.*, 28, 1 (1965), pp. 35-48.
- Shakai-Keizai Shi-Gakkai, *Keizaishi niokeru Jinkô*, (Population et histoire économique), Tokyo, 1969.
- Shraper, H.L., *Victoire sur la mort, les grandes épidémies*, Paris, 1956.
- Shrewsbury, J.F.D., *A History of the Bubonic Plague in the British Isles*, London, 1970, See also Morris, Christopher, "The Plague in Britain", *Hist. J.*, 14, 1 (1971), pp. 205-215, a review of Shrewsbury's book.
- Simpson, W.J., *A Treatise on Plague; dealing with the Historical, Epidemiological, Clinical, Therapeutic and Preventive Aspects of the Disease*, Cambridge, 1905.
- Sivery, M.G., *Le Hainaut et la Peste Noire*, dans *Mémoires et publications de la Société des Sciences, des Arts et des Lettres du Hainaut*, 19, 1965.
- Smith, C.T., "Depopulation of the Central Andes in the 16th Century", *Curr. Anthr.*, 11, 4-5 (1970), pp. 453-460.

- Southard, Frank, A., Jr., "Famine", in *Encyclop. of Soc. Scis.*, New York, 1931, Vol. VI, pp. 85-89.
- Stepan, Jaromir, "Epidemie v českých zemích v době predhusitské" and "Epidemie v českých zemích v době predbelohorské", *Cesk. Zdravot.*, 13, 6 (1965), pp. 299-306; 13, 7-8 (1965), pp. 345-353; 13, 9 (1965), pp. 444-455.
- Stettler, H., Louis III, "The New England Throat Distemper and Family Size", in H. E. Klarman, *Empirical Studies in Health Economics*, Baltimore, 1970, pp. 17-27.
- Stolnitz, G.J., "A Century of International Mortality Trends", *Population Studies*, X, 1 (July 1956), pp. 17-42.
- Thayer Ojeda, L., *Contribucion demografica para la historia de Valparaíso*, Valparaíso, 1934.
- Tholozan Joseph, D., *Histoire de la peste bubonique en Perse, etc.*, Paris, 1874.
- Thorarinsson, Sigurdur, "Population Changes in Iceland", *Geogr. Rev.*, 51 (1961), pp. 519-533.
- Taeuber, Irene, *The Population of Japan*, Princeton, 1958.
- Urlanis, Boris, Ts, Войны и народонаселение Европы, Moscow, 1960.
- Valaoras, V.G., "Some Effects of Famine on the Population of Greece", *Mil. Mem. F. Quart.*, 24, 3 (1946), pp. 215-234.
- Van Der Woude, A.M., "Het Noorderkwartier", *A. A. G. Bijdragen*, 16 (1972).
- Vincent, François, *Histoire des famines à Paris*, Paris, 1946.
- Vollmer, Günter, "La evolución cuantitativa de la población indígena en la región de Puebla (1570-1810)", *Hist. Mex.*, 89 (1973), pp. 43-51.
- Von Kremer, Alfred, "Ueber die grossen Seuchen des Orients nach arabischen Quellen", *Sitzungsber. Kais. Akad. Wiss. (Ph.-H. Cl.)*, 96, 3 (1880), s. 69-156.
- Walford, Cornelius, "The Famines of the World : Past and Present", *J. Stat. Soc.*, 41 (1878), pp. 433-526, and 42 (1879), pp. 79-265.
- Webster, Noah, *A Brief History of Epidemic and Pestilential Diseases*, Hartford, 1799.
- Weiner, Gordon, M., "The Demographic Effects of the Venetian Plagues of 1575-77 and 1630-31", *Genus*, 26, 1-2 (1970), pp. 41-55.

- Woehlken, Erich, *Pest und Ruhr im 16. und 17. Jahrhundert. Grundlagen einer statistisch-topographischen Beschreibung der grossen Seuchen, insbesondere in der Stadt Uelzen*, Uelzen, 1954, 148 s.
Auch in : *Schriften des niedersächsischen Heimatbundes N. F.*, Bd. 26.
- Woodham-Smith, Ceci, *The Great Hunger, Ireland 1845-1849*, New York, 1962.
(*La grande famine d'Irlande 1845-1849*. Paris, 1965).
- Wrigley, E.A., *Population and History*, London, 1969. (*Société et population*, Paris, 1969).
- Zaddach, Bernd Ingolf, *Die Folgen des schwarzen Todes (1347-51) für den Klerus Mitteleuropas*. Stuttgart, 1971.
- Ziegler, Philip, *The Black Death*, London, 1969.

RAPPORTS

PROBLEMS OF POPULATION CRISES

ORGANIZER'S REPORT

Thomas H. HOLLINGSWORTH

Department of Social and Economic Research
University of Glasgow

INTRODUCTION

There was a good response to the methodological ideas circulated in January 1974 in the introductory paper, "Crises of Mortality"¹, and many other methods and suggestions were put forward. More than 20 papers have been received that have some bearing on crises, which provide a great deal of data as well as a consideration of the nature and timing of crises and their demographic consequences. These matters are ably dealt with in the respective reports of the three rapporteurs for this session. In the present paper, we shall attempt to reply to the comments that have been made on our formula, and to place this in the context of crises in general. This is not merely because the organizer happens to have written a paper that brought forth plenty of reactions, but also because, as most of the papers refer to it in some way, it provides a degree of unity amongst them which is convenient when the organizer of a session has to write about the work that has been done. We shall begin with a summary of the introductory paper itself, emphasizing or amending points that obviously need it. We then consider the general aspects of the papers in relation to this approach, and each then receives some detailed attention. The final part of the paper is a summary of what has been achieved so far, and remarks upon what work is still needed. The aim of this paper is partly to provide a basis for the discussions at Montebello, but it is also a summary of the state of affairs on the eve of the conference for its proceedings.

¹ See pages 21-28.

It would be unrealistic to assume that it will be digested thoroughly before the discussion, since it can hardly be available before the day of the session itself, and so the more backward-looking rôle for it ought not to be ignored.

THE INTRODUCTORY PAPER

After the rectification of an unfortunate mistake that had put several paragraphs in the wrong place, the paper was distributed to all members of the Union. A shorter version, entitled "A Formula for Assessing the Relative Severity of Population Crises", has now been published in *The International Journal of Environmental Studies*, Vol. 7, (1975), pp. 119-122. The formula eventually derived took the form

$$I = \frac{q}{1 - q} m^{\frac{2}{3}} t^{-\frac{1}{3}},$$

where I is the intensity of the crisis, q is the proportion of the population that died in the crisis (the mortality rate, in fact), n is the size of the population, and t is the length of time that the crisis lasts. With t measured in days, it was suggested that a true crisis requires I to be larger than 20. Some attempt was made to justify this formula in a socio-psychological way by regarding the general formula as

$$I = \frac{q}{1 - q} n^a t^{-b},$$

and arguing that we might expect $a + b = 1$ with a between $1/2$ and 1 . Taking $a = 2/3$ and $b = 1/3$ seemed approximately correct in terms of how we ordinarily imagine conditions of crisis.

The original reason for wishing to produce such a formula at all was so that we could draw up a list of historical crises and compare their severity. It was therefore necessary to be able to measure the intensity of any known crisis. We should emphasize that we must include all possible sets of conditions; it is no use, for instance, trying to divide crises into types first, and then produce a different formula for each, since we have to think in advance of every type that may occur, when one of the purposes of the study is to determine what types exist and what natures they have. Moreover, there will be border-line

cases, for which classification is difficult, and which might seem more severe if put into one category than if put into another.

In the formula itself we should first stress that q is the proportionate mortality due to the crisis itself, and not the total mortality during the period of crisis nor the mortality during some longer period, such as the year in which the crisis occurred. It may not be known accurately, of course, but some estimate should be available. A simple deduction of an assumed "normal" mortality is usually sufficient to estimate crisis mortality. Secondly, n is the size of the population before the crisis begins. Again, we appreciate that n may often be unknown. We are attempting here to bring together sets of data that have very varied bases, and in fact ignorance of the exact value of n does not affect our estimate of I so very much, since n is to be reduced to its $2/3$ power. Similarly, the duration of a crisis is usually fairly easy to establish within broad limits; since the cube root is to be used, 1, 2, 4, 7 and 11 months become approximately 3, 4, 5, 6 and 7 after conversion into days.

GENERAL USE OF THE FORMULA IN CONTRIBUTED PAPERS

Almost without exception, the formula was applied to annual data of deaths. While these are available in immense quantities, especially compared to series giving monthly or weekly figures, they are not really acceptable for proper crisis mortality analysis. Using the simple rule $t = 365$ generally leads to a reduction in the apparent intensity of a crisis. A crisis lasting one-eighth of a year, or 46 days, for example, will be given a calculated intensity just half the size that it should have had. It is nearly as difficult when a crisis apparently was spread over several years. The decision whether to take one, two, three or more years as constituting the period of the crisis might be quite simple if quarterly or monthly mortality data could be used, since one has only to calculate the intensity for all likely periods and choose the one with the largest intensity. This is then the main part of the crisis, with only small parts at either end. The method of annual data would only work really well for crises lasting a decade or more.

There was also some difficulty over n . Little attempt was made to estimate n where it was not known, and most of those without known values for n reverted to their own formulas for defining a crisis, leading to a lack of comparability with other studies. On the other hand, a

desire to use data for which n is known led to a spate of 19th and 20th century studies, which are hardly likely to be those during which the more severe crises occurred, and hence we shall only be studying lesser crises.

Although the total of deaths was often available in a long series, the level of mortality during any crisis could also only be determined if the population size was known. This inhibited many people from trying to use the formula at all, but we should point out that absence of a precise figure for q because we do not know n is not as serious as might appear. For, unless q is quite large,

$$\frac{q}{1 - q} \sim q ;$$

and if m is the number of deaths caused by the crisis, $m = qm$. Hence

$$\frac{q}{1 - q} n^{\frac{2}{3}} \sim mn^{-\frac{1}{3}} .$$

This means that the intensity varies inversely as the cube root of the population size, so that to a first approximation an error of 72.8 % in guessing n would only affect I by 20 %. The more exact formula would make this about 26 % in the case where $q = 10$ %, still a relatively small amount. The effect is that, for values likely to occur, errors in knowledge of n have a much smaller effect on the assessment of I . This means that making some kind of guess at n is almost always worthwhile.

BRIEF NOTES ON INDIVIDUAL PAPERS

I.J. van Eeden, with the South African data from 1910 to 1971, unfortunately calculates the excess mortality correctly enough but uses the total annual mortality when computing the intensity of a crisis. It is not strange that almost every year becomes a crisis year under this procedure. Some difficulties also arise over the year 1918, 122 days of which are selected for special scrutiny. The actual rate of mortality for the 122 days is scaled up to that of a full year, and the normal annual mortality then subtracted from it; this was not what was intended by the crisis mortality of the introductory paper. Indeed, it gives a crisis mortality level three times as high as it should be in this instance. This leads to some very odd

conclusions. For example, the Europeans of Nylstroom district sustained 110 deaths in those four months of 1918, out of a population of only 500. The rate of mortality was thus 22 %, and that part of it due to the crisis can be estimated as 21.61 %. It is not difficult to determine I as about 565 for Nylstroom, making it a very severe crisis indeed. It is reassuring that van Eeden has the sense to recognize that his population could not have undergone an annual crisis since 1920, but he may be missing a fairly widespread crisis in 1918, presumably due to a programming error of that awkward kind which gives possible, yet completely erroneous, results.

A fascinating paper by V. Perez Moreda, on Spanish mortality crises, is much in the spirit of the introductory paper, but makes us aware once again of the difficulty of producing a really clear exposition of one's ideas. For simplicity, the values of a and b are each taken by Perez Moreda as equal to $1/2$. Unfortunately, this was a suggestion put forward but ultimately rejected in the introductory paper. Such interesting conclusions as the relative mortality of the crisis of 1597-1602 in rural, as opposed to urban, Castile, for example, may need modification, and as one really wants to make international as well as national comparisons a good deal of fresh calculation is necessary. We can, however, see that for Spain during 1597-1602 (five complete years), the index of intensity would come to 264; for the city of Seville in 1649 to 4,310 and for the whole of Spain in 1854-55 to 107. The very heavy mortality in Santander in 1596-97, when 2,500 out of a population of 3,300 died within four months, "only" leads to an index of 141, however, since it is a feature of the index that it encourages aggregation of heavy mortalities that are adjacent in time or space, so as to find the limits of a crisis fairly accurately. Perez Moreda shows how weekly death figures can indeed lead to the determination of a crisis period, much as in the introductory paper itself.

Egon Szabady follows the technique quite precisely when dealing with 19th century Hungarian data. However, he does not consider grouping two consecutive years together to see whether the index for the two together was larger than for either separately (Zala county, for instance, would seem to merit an index of about 40 for the four years 1846-49 as a whole), and apparently has only annual, and not quarterly, monthly or weekly data. Nevertheless, he has some impressive values for the intensity during various parts of the great crises he finds - those of 1830-31, 1847-49 and 1854-55 - in different counties or the whole country. Except for a high figure in Transdanubia in 1873, no true crises appear later, pointing to an important

change in the demography of Hungary after 1855. Quite large values are reached; the whole of Hungary touched 159 in 1831, when well over 5 % of the entire nation perished, mostly from cholera.

Christabel Young, working on the Australian data, is unfortunate in that no real crises emerged. The largest calculated intensity was 13, for the whole country from 1874 to 1876. Measles and scarlet fever were certainly widespread at that period, but a sparsely settled country at such a late period is not likely to have had a very marked mortality crisis. Less than 1 % more of the Australian population than normal died at this time, even though three whole years can be considered.

Dallas F.S. Fernando, in his paper on the frequency, intensity, chronology and geographical extension of mortality crises in Sri Lanka, finds three crises altogether; in 1877, 1919 (influenza) and 1935 (malaria). Their respective intensities were 29.40, 37.96 and 61.73. However, 1889 (influenza) with $I = 19.67$, comes close to the arbitrary level of 20 that we suggested might be taken as the dividing line, and under-registration of deaths at that period presumably means that the correct figure would exceed 20. The year 1918 only yields a figure of 16.89 for its intensity, and so cannot be regarded as a year of *independent* crisis, but it should be tested in conjunction with 1919 to see whether 1918-19 together produce a larger value than 1919 alone. Our calculations from his data show that the 1918-19 figure would be about 44.16, indicating that the influenza (and pneumonia) crisis in Sri Lanka lasted for the two years, causing about 65,000 extra deaths altogether. In fact, one would presumably get a higher figure still if mortality data for the fifteen months July 1918 - September 1919 were available. It would also be possible to determine the extent of the 1935 malaria outbreak, which led to no great increase in a few of the 21 districts of Ceylon but to a very large increase in several others.

Arthur E. Imhof is interested in Northern Europe between 1736 and 1744. He finds that 1737 was a year of crisis in Sweden, 1740 in both Sweden and Finland, 1742 in both Sweden and Norway, and 1741 and 1743 were also crisis years in Sweden. No crises emerge for Denmark or Iceland in this nine-year period. The generally heavier mortality of Sweden and Finland at this time compared with the preceding period, taken as the base for calculating excess mortalities, makes one wonder if the Swedish death registration system was quite complete before 1736 (Finland was ruled by Sweden at that time). Otherwise, we should regard 1737-43, or perhaps 1736-43, as one continuous Swedish mortality

crisis. The data can also be grouped into consecutive years, making 1741-42 the great Norwegian crisis of this period with intensity 42.00; the intensity for 1741-43 (three years) falls to 41.68. However, the largest figure one can get for Denmark by combining years is still only 16.64, for 1740-42, which does not therefore qualify as a true crisis. Finland, however, had an obvious crisis in 1742-43 that Imhof disregards because neither year counts separately as a year of crisis. Much of the same remarks apply to his provincial and regional analysis. The appropriate analysis is to find combinations of areas that have the largest index of intensity in a given year (or other period). It is unlikely that some particular administrative unit will have its own idiosyncratic crisis, totally peculiar to itself. The normal thing will be a spread over a large country, possibly spreading across the frontier to a neighbouring country, as Imhof's maps indeed show. For example, in 1742 the Swedish provinces of Värmland and Göteborg have calculated intensities of 29.39 and 12.33 respectively. We should not, however, say that only the former underwent a crisis. There is no point in modifying the formula so as to give less weight to population size than a two-thirds power, as several authors suggested. Combining Värmland and Göteborg (they are adjacent), the excess mortality of 1742 is 72.65 per thousand, and the intensity of the crisis is 33.28, higher than for either province by itself. A higher figure than this can certainly be obtained, moreover, since the whole of Sweden yields 36.23 for the intensity of 1742, and one could continue adding provinces until one had the whole country. The interesting point would be what combination of provinces produces the maximum intensity.

L. Del Panta and M. Livi-Bacci, with their Italian data, have to face the difficulty that the population size is generally unknown, although long series of annual death totals are available. Some of the data refer to cities, and for these major crises can emerge. Venice reached an intensity of 137.9 in 1629-31 (typhus and plague), but for single parishes high values of I are, naturally, rare. Unfortunately, they do not have data for all the parishes of Naples, where in 1656 plague led to about 1,340 deaths in the suburban area they study, whose population would be about 10,000. For this area alone, the calculated intensity for the year was only 6.3; but, if we could apply the same rate of extra mortality of about 9.4 % to the whole city - say 400,000 inhabitants - and reckon the plague period as lasting only three months, we should find an intensity of 125.2. In actual fact, the mortality was probably higher than 9.4 %, and so the true intensity would be higher still. Inclusion of some of the surrounding countryside would

probably lead to an even higher figure. They are obliged to study their data in terms of the deviations from the mean mortality for the time, defining it in an ingenious and rigorous way, however, that deserves to be adopted more generally.

J. Dupâquier suggests a rather similar criterion of normal mortality for his series, mainly French. Yet the question of when two consecutive years or two contiguous areas should be added together remains unresolved by such methods. Indeed, using such methods, one should logically *disassociate* in both time and space until one found some small place that was entirely wiped out even if it was but one household. In practice, of course, the data are generally taken in the form in which they happen to have been compiled, often by year and by administrative area. These limits, naturally, rarely coincide with those of a population crisis. The result is that for Dupâquier a crisis tends to occur rather easily in a small population, especially if it happened to have had rather a steady death-rate in the previous decade. Our technique would give noticeably different results if applied to his data; some preliminary work suggests that his approach leads to similar results to the assumption that $a = b = 1/2$ would be correct in our formula, instead of $a = 2/3$ and $b = 1/3$. The consequence is that he lays the stress on small-scale crises at the expense of nation-wide ones.

The work of Lajos Madai on various countries of Europe between 1860 and 1900 also ignores the size of each population, although they are known quite well for that period. He relies instead on the range of variability of each death rate in normal years, allowing for a general trend when estimating the deviation of a crisis year from normal. One could calculate an intensity for France in 1870-71 of about 201 from his figures, when the extra mortality caused by the war was nearly 600,000. Deaths on this scale must almost always mean a great crisis, and Germany would have an intensity of 128 at the same period. For the five countries affected by the war (Belgium, France, Germany, Netherlands and Switzerland) the total extra mortality passed one million, and the corresponding value of the intensity of this disaster is 271. Similarly, Austria, Germany and Hungary lost over 450,000 people between them as a result of the war of 1866, giving an intensity of 163.

Otto Andersen describes the course of the malaria epidemic in Denmark that raged around 1831. It was largely confined to two dioceses, and our technique of analysis would lead to finding the largest value of the intensity for the six years 1828-33 in these two dioceses combined. This value is 30.39, more than twice as high as can be

found for any one diocese in any one year. Andersen does not use this technique, but it agrees very well with his commentary that there should have been a lingering crisis in these two dioceses of South-East Denmark.

Andrew B. Appleby discusses the arguments behind the formula and warns against trying to turn states of mind into mathematics. He comments that unless data are available on the same basis, in both temporal and real units, for the two crises, one cannot properly compare them. Whilst this is true enough, we must remember that any comparison is crude, even between two crises each inflating the annual mortality total, since if we do not know that one crisis lasted the whole year and the other only a single month, we shall be quite misled. In a private communication², Professor Hans Christian Johansen has remarked that the sizes of a and b affect the value of I greatly, having tried several values in his computer runs. However, the important point is relative differences in I , not absolute values. For example, the scale of time (weeks or days) makes no essential difference at all. At present, it is not obvious what the best indices to choose are, although the value of a , the index of n , would have to be less than two-thirds to satisfy the majority of contributors.

The most thorough consideration of the method of calculating an intensity for a mortality or other population crisis is provided by Peter Marschalk. There is, of course, much to be said in favour of keeping the formula as simple as possible, as is clear from the various interpretations that it has received. Marschalk commendably wants to make it more precise, but this would not be as simple as he hopes. The number of survivors after a crisis in which the excess proportion dying is q and the normal proportion dying is d might seem to be more properly $n(1 - q - d)$ than $n(1 - q)$, as he suggests. But as we are looking for a general formula that will work over any period of time, if it is a short crisis d will be negligible; if it is a long crisis, on the other hand, d will be enormous - in the example of sixteenth century Mexico, the entire population would have died from normal mortality alone. We obviously need to include births and migrants if the formula is to be made to agree with the theory. To a fair degree, these might balance with the normal deaths - we have no easy way of adjusting for changes of this sort of the kind C.A. Corsini and G. Delille investigate so carefully in the Naples plague of 1656. Marschalk's second point is that we should guard

² Although not presented at the Montebello conference, this communication is included in this volume.

against merely random variations in the death rate, at least for the smaller populations. It is not obvious, however, that anyone would shrug off a randomly high death rate if it actually occurred. Even though it may have been a fairly probably event, it would involve real deaths which would be difficult to discount. Moreover, for most populations, his suggested correction is extremely small; if $n = 1\ 000$ and $d = 40$ per thousand, the correction he wants is to multiply the intensity index by 0.963. A third suggestion is that, since people might gradually become accustomed to high mortality during a long crisis, we should modify our ideas accordingly. This is an interesting suggestion, but the exact role of the chi-square function that Marschalk advances in order to make the modification is not very clear.

His fourth suggestion is that one ought somehow to relate the excess deaths to the normal deaths, and perhaps multiply the index by this ratio. He seems unsure whether this is necessary, however, and accordingly it is difficult to discuss it further here. A fifth point is to express surprise at what is really a fundamental property of the formula, already familiar to many authors. This is that the intensity of a crisis covering a wide area may be greater than that in any of its parts, even though the mortality during the crisis will be higher in at least some part of the area than it is in the whole. The survivor of the crisis has to consider its true scope; that is to say, over what area could it be said to have raged. He is not inclined to say that it was a mere local affair, with himself in the midst of it, unless he knows that it really spread to almost nowhere else, and then only weakly. The index of intensity was designed to reflect the normal thinking of any observer of a crisis who wants to delineate the extent of the crisis in space and time as justly as he can.

Marschalk's final remark is that variations in the excess mortality in the course of time become insignificant because of the stress laid upon the time factor. We can only reply that variations of that kind were never considered when devising the formula. It is the *whole* of a crisis that interests us here, and its development is another subject altogether. He then puts forward his own formula, which amounts approximately to taking $a = 0$ and $b = 2/3$ in our formula, unless t is rather large or n is rather small. No reason is given for this particular modification of a formula in which he first had $a = 0$ and $b = 1$; he appears to want to reduce the importance of the duration of a crisis somewhat, but it is not clear why he should do so nor why in just this manner.

The examples given are instructive. The crises he finds for various parts of Prussia, as well as for the whole of it, are inevitably more frequent in the smaller regions and less frequent in the whole state. He actually finds eleven separate crises in Barmen between 1816 and 1875, whereas our formula finds none. The reason, of course, is the absence of any effect of the population size in his formula except for a term that only allows for random variations to be discounted.

CONCLUSIONS

We have had a most varied and stimulating response to the issues raised by the idea of using some kind of formula to measure the intensity of a mortality crisis. A great deal of data has been collected and analysed in various ways. Many ideas have emerged, and some particularly common difficulties have become apparent. We have not achieved any agreed method of defining a crisis, much less any full list of crises in order of severity, but a foundation had been laid.

The formula itself received fairly rough treatment from most of those who did not ignore it altogether. Nevertheless, it seems preferable to any of its rivals provided it can be used at all. Its main shortcoming may be that it covers such a wide range of possibilities that it can seem awkward in any particular instance. There seems also to be a belief that a should be reduced somewhat below the value of $2/3$. The suggestion that $a + b = 1$, as one correspondent pointed out in a private letter, may stem from a vague memory of the Cobb-Douglas economic production function, which is mathematically similar, but in a spurious way. There seems no good reason why we should not have $a = 1/2$ and $b = 1/3$ if we wish, for instance.

The main points at issue in this session have already been indicated by the rapporteurs. The formula itself, however, deserves a further lease of life, and it is hoped that this paper will help to achieve it. The formula is both a way of delineating a crisis in space and time and a way of comparing the severity of two distinct crises. It requires data in some detail to make it work very effectively, both as regards the numbers of deaths and the base population. It also requires a way of determining the normal level of mortality, but Del Panta and Livi-Bacci provide one satisfactorily. The immediate need is to consider carefully the reasons why we have to seek a basis

of definition of population crises. It would then be appropriate to debate the method by which such crises might be identified in practice. We might move on to discuss such matters as standard deviations, moving averages, annual versus more detailed time series, estimations of population size, grouping of adjacent areas, and various points relating to the formula itself. We could then discuss the causes and consequences of population crises, and conclude by looking at the patterns that appear and their significance. Finally, we ought to think of what further work should be done next.

1ère SEANCE

I. RAPPORT

CRISES OF MORTALITY : PERIODICITY, INTENSITY, CHRONOLOGY AND GEOGRAPHICAL EXTENT

Andrew B. APPLEBY

Department of History,
San Diego State University,
California

Thirteen papers, or groups of papers, were submitted for the discussion on "periodicity, intensity, chronology and geographical extent" of mortality crises. As expected, their empirical findings cover a wide range of subjects, from nineteenth century Australia to seventeenth century Italy. Perhaps less expected was the considerable variety of approaches taken by the contributors. There seems to be little agreement on the definition or measurement of a crisis; only a few of the contributors adopted T.H. Hollingsworth's definition, as set forth in his short paper that was sent to all contributors. I shall begin this summary by indicating some of the various definitions that were offered and I shall mention certain of the advantages and shortcomings of each. I shall then summarize the empirical findings of the papers, pointing out the major items of interest, as I see them.

Hollingsworth's paper is familiar to all the participants and I have made only brief comments here, to stimulate discussion. Hollingsworth has a laudable aim : to attempt to find an acceptable method of measuring the intensity of a crisis so that various crises can be compared, even though these differ markedly in the size of the population affected, the numbers dying, and the time span of the crisis. He suggests that the following formula be used :

$$I = \frac{q}{1 - q} \cdot n^{2/3} \cdot t^{-1/3} .$$

Here, q represents the proportion of the population that died, n represents the size of the population, and t

represents the length of the crisis in days. If the intensity, I , exceeds 20, Hollingsworth defines this as a crisis.

One of the interesting aspects of Hollingsworth's definition is its use of mathematical values for states of mind. Hollingsworth says that the shock effect of large mortalities does not increase proportionately to the size of the group. In large human groups, a person does not "know" his neighbors in the same way a person living in a village does, and the value of n is adjusted accordingly. In the same way, Hollingsworth argues that the value of time must be altered, because the more sudden a crisis is, the more difficult it is to adjust to. A crisis, he feels, is somehow more horrifying if it takes place in a very short time than if it is drawn out over months or years. Thus, the Lisbon earthquake registers considerably higher on Hollingsworth's intensity scale than the London plague of 1665, even though the plague killed more people absolutely and killed about the same percentage of people at risk as did the Lisbon earthquake. But I wonder if this attempt to reduce states of mind to mathematics is of any value. Let us consider the problem of psychological shock, which Hollingsworth says would increase as the time decreased. How can we be sure that we know how people responded to a crisis? It is certainly possible that the Lisbon earthquake happened so quickly that it actually produced less stress than the drawn-out horrors of the London plague. To take another example, the fall in the population of Mexico from 25 million in 1519 to 2.5 million in 1608 could have been viewed by the Mexican natives with dread - or complacency - or both, although not at the same time. If the natives thought that they were moving towards ethnic extinction, they may have been horrified. However, the time span of the population decline was sufficiently long that they may have not even been aware of it. Or they may have been aware of it at times, but not at other times. How can we know? If we introduce a stress factor for the mortality crisis itself, perhaps we should consider adding a "euphoria" factor for the survivors. In a seriously over-population society, they not only survived the crisis but profited from the deaths of their neighbors. Landless men found land, postponed marriages were solemnized; in short, the mortality brought social and economic benefits for the survivors. What was their state of mind? If a young man lost his father but gained his father's land, perhaps he was sad and happy at the same time. But, just to complicate the problem further, what if he did not like his father? I really doubt if we can say that people felt, with any mathematical precision. It seems preferable to consider mortality crises as objectively as

possible and omit considerations of unknown states of mind.

Another weakness of the Hollingsworth formula is that it requires a knowledge (or estimate) of the total population. In modern societies that take regular censuses, this is no problem. But an exact knowledge of the size of pre-censuses communities is hard to come by.

We are much more likely to know only the numbers of registered burials, baptisms and marriages. The English parish registers, for example, provide this information after 1538 for many parishes. It is, of course, possible to estimate the population, perhaps by using a multiplier of the recorded baptisms. However, the multiplier may be incorrect and throw our estimate seriously off the mark. (The advantages of using total population figures - even where there are estimates - will be indicated below).

Jacques Dupâquier has chosen a different measurement of the intensity of mortality crises. Rather than introduce unknowns, he has chosen a formula based exclusively on the mortality figures themselves :

$$I = \frac{D - M}{\sigma} .$$

Here, I is the intensity, D is the number of deaths in the year in question, M is the annual average number of registered deaths for a number of years shortly before and after the year in question, and σ is the standard deviation in the number of deaths for these same years. To determine the "normal" number of burials (that is, M), Dupâquier chooses ten years as a useful, convenient number. He does not include the crisis year itself, nor the year immediately before and after the crisis, but, after eliminating these three, he includes the five years forward and the five backward. Thus if 1694 is to be measured to see if it qualifies as a crisis, the base normal years used for M are the years 1688 through 1692 and 1696 through 1700. The use of the standard deviation compensates, Dupâquier argues, for the inherent problem of the fluctuation of the burial figures in small communities, such as single parishes. In Dupâquier's formula, if I is greater than one, the mortality can be labelled as a crisis. Finally, Dupâquier categorizes the crisis under six headings, ranging from "minor crises" at the lowest level of magnitude, to "catastrophe" at the highest. These categories are clearly somewhat arbitrary.

Dupâquier's method usually works quite well, it seems to me, in measuring the intensity of crises in pre-census societies. It uses mortality figures only, without risking

the estimation of population totals. But there is one difficulty in measuring the degree of change from some average normal mortality. If a series of bad years fall close together in the thirteen year period that Dupâquier chooses for his frame of reference (in the example given above, the years 1688 through 1700), they tend to cancel each other out. If the ten base years used to calculate "normal" mortality includes a number of years of high mortality, this will make the crisis year appear more nearly normal, although if it is compared to some other group of base, "normal" years, it would stand out clearly as a crisis. Dupâquier recognizes that this is a problem but feels that methods of correcting for this are too cumbersome. Hollingsworth's method does not face this problem; because he uses total population, each crisis stands alone, without reference to other crises that may have occurred at about the same time.

We have already noted that Hollingsworth chooses days for his unit of time, in the measurement of crisis. Dupâquier, on the other hand, has adopted calendar (i.e., civil) years. Selecting any twelve-month period of time (old-style, new-style years, harvest years etc.) runs the risk of cutting a major mortality crisis in two and perhaps losing each part in the mortality figures of an otherwise low normal year. An epidemic of typhus, for instance, may have severely afflicted a group of parishes in December and January, and then disappeared. In those two months the mortality, let us say, was very high, but when the two monthly totals are separated and the effects spread out over twenty-four months, the crisis may be lost to view. Hollingsworth's method avoids this problem, if the evidence is available day by day. Very often, however, it is not. In the example of Mexico, Hollingsworth converts years to days to gain comparability with other crises which can be measured in days, such as the London plague or the Lisbon earthquake. What the Mexican evidence really is, though, are estimates of population at two terminal dates, with very little evidence for the mortality changes between those dates. What if the population of Mexico fell from 25 million to 3 million between 1519 and 1559, and only slowly declined from that date to 2.5 million in 1608 ?

If this were so, the crisis occurred at a different period and was of much greater magnitude than Hollingsworth has indicated. The point I wish to emphasize is that the Mexican crisis is not strictly comparable to the London earthquake, because the data on daily mortality is not available for the Mexican crisis. There are other difficulties in comparing the Mexican demographic catastrophe to the Lisbon or London mortalities. The last two are undeniably crises of mortality, but it may be that the

Mexican population decline, which Hollingsworth characterizes as a "crisis of mortality", was not that at all. What if it was caused, at least in part, by a fall in fertility, rather than a rise in mortality? If so, comparing pure mortality crises like the Lisbon earthquake to complex combinations of demographic changes may not be possible. On the other hand, if we try to fit the Mexican catastrophe into Dupâquier's formula, it conceivably would not be ranked as a crisis. Let us assume, for the sake of argument, that the decline was brought about by a long-term mortality increase, without help from a fall in fertility. If the mortality rose very slowly, it would not necessarily ever reach the level of I that Dupâquier requires. Then, when the total population began to fall, the gross mortality would, sooner or later, fall also. If we knew the size of the population, we might see that the death "rate" was increasing, but mortality figures would tend to fall as the population fell, and hide the increase in the death rate. The Mexican catastrophe, it seems to me, poses very considerable problems to any theoretical attempt to measure the intensity of mortality crises.

These criticisms are not intended as anything more than an attempt to reveal the difficulties involved in finding a measure of mortality that is broad enough to cover crises of radically different types and durations. As Dupâquier notes in his paper, finding the perfect definition of intensity that allows comparability is as difficult as squaring the circle.

In a very valuable contribution on mortality in Scandinavia in the years 1736 through 1744, Arthur Imhof has tested the Hollingsworth formula, both on a national and regional basis, and then offered an alternative method of identifying and measuring crises. It is difficult to do Imhof's paper justice in a short summary, but I will point out his more important findings. Imhof begins by arguing the importance of regional studies to complement the long-term parish reconstitutions. He then computes the intensity of the mortality in each of the Scandinavian countries (Denmark, Sweden, Finland, Norway, and Iceland) for the years 1736 through 1744, using Hollingsworth's formula. He finds that the intensity of the mortality exceeded 20 within the period once in Finland and Norway, at no time in Denmark and Iceland, and a startling five times (out of nine years analyzed) in Sweden. Imhof, however, believes that Hollingsworth's formula relatively understates mortality crises in small populations and overstates them in medium and large populations. Sweden, with more people, would tend to have more crises. The intensity of the mortality in Sweden reached 90.18 in 1743, when the death rate rose 22.57 per thousand above the average for the

years 1721 through 1725. In 1743, Sweden's population was 1,676,056. By comparison, Iceland, with a much smaller population of about 50,000, lost one third of its inhabitants in 1707 to an epidemic of smallpox. Clearly, the crisis in Iceland surpassed that of Sweden in 1743, but the intensity of the Icelandic crisis only reached 70.24 on the Hollingsworth scale. Imhof therefore proposes that the formula be adjusted by a factor inverse to the size of the population.

Imhof then says that mortalities often move through a region or a country like a wave; that is, certain regions are struck at any one time and others are spared, only to be themselves struck at some later time, perhaps. The mortality, in other words, has a regional or local nature. If the mortality is included in the total for the entire country, the local crisis can be lost to view, swallowed up by the larger figures. On the other hand, if the mortality is studied region by region, the Hollingsworth formula is sufficiently biased against small populations that the intensity will not exceed 20. Imhof tested Hollingsworth's formula in each of the 43 regions of Scandinavia for the period and found that, indeed, the intensity of mortality in only two exceeded 20, even though there were seven national crisis years following the same formula.

Imhof has chosen therefore to follow another method. . He has divided Scandinavia into regions and has calculated the birth and death rates for each. He has then worked out indices, based on the degree that birth rates exceeded, or fell below, the death rates. He suggests using the indices to measure the intensity of a mortality crisis. The picture that emerges from Imhof's indices is quite different from the picture produced by Hollingsworth's formula. No longer do the Swedish crises appear so startling, although the greatest regional crisis is still found in Sweden.

Other contributors employed still other methods to measure mortality and to define a crisis. One of Professor Bonnin's students, Monique Bornarel, in a study of mortality in Grenoble from 1680 to 1764, measured the deviation from "normal" mortality, based on 11-year moving average. Apparently she used the year in question, plus five years forward and five back, to make up to eleven years. This 11-year moving average was suggested a few years ago by Roger Schofield, of the Cambridge Group for the History of Population and Social Structure (*Local Population Studies*, No. 9, Autumn, 1972). It is a fast, simple method but the inclusion of the crisis year tends to increase the average to the point where other nearby years of lesser crisis cannot readily be identified. This problem was discussed in connection with Dupâquier's somewhat

similar method.

In an ambitious study of mortality crises in Italy for the period 1600 to 1850, L. Del Panta and M. Livi-Bacci adopted a modified version of the 11-year moving average. Seeking a base period of "normal" mortality that would not be unduly weighted by either temporary peaks or troughs, they excluded the two highest and the two lowest yearly mortalities within the 11-year period. Measuring deviation from this adjusted base gave better results, they felt, than did the Hollingsworth formula, which they tested in certain instances. Modifying the 11-year moving average in this way undoubtedly reduces the distortions that can occur in any "normal" mortality based on a moving average. It works well in periods of sharp fluctuations in mortality and isolates crises caused by plague, war, typhus and so forth, unless by some chance the crisis mortality happened to fall into two years - across the new year - and its apparent intensity was watered down accordingly. There may be certain instances, however, where even an adjusted moving average will not identify crisis years. In many English parishes, the 1680's seem to have been a decade of prolonged high mortality. Most of the years would be considered as crisis years, if they were found in the 1670's or 1690's, but an 11-year moving average - modified or not - does not single them out as crisis years because the mortality for most or all years in the decade was very high. Quite probably this decade had important demographic consequences - it has been inadequately studied - and any method that does not somehow fit it into a "crisis" category is not entirely satisfactory.

Let us consider the methodological approach of only one other contributor to pre-nineteenth century crises. François Lebrun in a paper on the dysentery epidemic of 1779 in France, points out that 1779 was the only year between 1770 and 1782 in which burials exceeded baptisms for all of France. At a time when baptisms usually were more numerous than burials, this reversal of the two alerted Lebrun that something important had happened, although the increase in mortality for France may not have qualified as a crisis, as defined by either Hollingsworth or Dupâquier.

Lebrun then goes on to use two other indices to find the geographic extent, by *généralité*, of the epidemic. He compares the burials in 1779 with the average number of burials for the years 1770 through 1780, excluding 1779. He also compares the numbers of burials with the number of baptisms. These two indices indicated that the epidemic was most severe in the west of France. Moving then to the local level, Lebrun pinpointed those parishes in the

généralité of La Rochelle that had been struck the worst. Here, he used still another indicator, choosing those parishes where mortality in 1779 was at least double the average mortality for the years 1773 through 1782, including 1779. In his short paper, he employed four different measures of mortality. And, I think, quite correctly, because each level of his inquiry called for a different type of measurement. I suspect also that he employed these because they were the only ones that could be compiled conveniently from his evidence.

Lebrun's paper illustrates the degree that the researcher is controlled by his evidence. It might have been preferable to measure the impact of the epidemic in relation to the population of all the different areas that were affected by it. But their populations are not known. Also, it might have been preferable to select different base years in identifying the parishes where the epidemic raged in the La Rochelle region. But mortality for other years is not known. Working with what he has, Lebrun has built a convincing picture of the seriousness of the 1779 epidemic.

Let us turn from the problems involved in measuring and defining intensity to the other subjects to be discussed. The papers indicated that considerable attention is being given to the chronology of crises. Before long, we should have a good idea of the broad distribution of epidemics and crises of subsistence in Europe from the beginning of the seventeenth century to the present. Throughout Europe, crises of mortality caused by epidemic diseases were very common in the first half of the seventeenth century although there was an amelioration of these violent fluctuations after plague disappeared from western Europe (except in rare instances) in the second half of the century. In Italy, Del Panta and Livi-Bacci found that deaths rose four to seven times normal during an epidemic of plague. They also note that typhus was a very important cause of crises and suggest that "its total effects" may have been more important than plague. It would be interesting to know what they mean by this. Was typhus more widespread than plague, even though plague was more deadly? Was typhus present year after year, while plague tended to erupt in a terrible epidemic and then disappear for some years? Much remains to be known about typhus and the excellent Italian archives may provide us information on its prevalence, epidemic spread and connection (if any) with dearth.

The archival riches available to the historical demographer are reflected in the interesting short paper on the plague epidemic of 1656 in Salerno by C.A. Corsini and

G. Delille. The diocesan archives contain annual ecclesiastical censuses, with the name of each family and the name, age, sex and relationship of each person in the family. These exist for easter, 1656, and easter, 1657, that is, immediately before and after the plague. In addition, the parish registers list those who died in the epidemic. In the five parishes they have so far studied, Corsini and Delille found that population fell almost 49 per cent in the year of the plague. Not all this loss was traceable to death from plague, however, more persons emigrated than died of the disease. As emigrants flooded out to Naples and Puglia, another - smaller - group of immigrants came in, also apparently from Naples and Puglia. Corsini and Delille are investigating the differences between the two migrant groups to try to assess the significance of this in-out migration. Their study is still in its preliminary stages but it indicates what social and demographic turmoil an epidemic of plague could cause.

As Eric Vilquin pointed out in his short introduction to his forth-coming French translation of John Graunt's *Natural and Political Observations on the Bills of Mortality*, the attempt to measure the impact of various epidemics of plague is not new. Graunt estimated the degree of under-registration of plague deaths in the Bills to enable him to arrive at a true comparison of the epidemics that had struck London. However devastating plague was in London, it seems never to have reached the catastrophic mortality levels that were attained in certain Hungarian provinces in the plague of 1709-10, according to the communication of Balint Ila. In one rural region, 68 per cent of the people died; in another, 80 per cent died. These extraordinary mortalities seem to have been substantially above those - in Italian cities by Del Pantà and Livi-Bacci. Why would plague have been so deadly in a rural area, as compared with crowded cities, such as London, Milan or Venice ? My own research in England suggests that plague struck villages and small towns very infrequently and never visited more than a small percentage of them.

The eighteenth century brought relatively few mortality crises to Italy. In only three instances did Del Pantà and Livi-Bacci find mortality rising to twice normal in the fifteen areas they have studied. Other parts of Europe were not so lucky, however. The early 1740's appear to have been a period of widespread hardship, caused by bad harvests. Imhof showed that the pattern of mortality was quite different in Scandinavia during these years than in the epidemic of 1736-39. This epidemic began in Copenhagen and Stockholm and then spread slowly into the interior of Denmark and Sweden and across the gulf into Finland. In 1741-43, however large areas, especially those remote from

the economic centers, had an increase in mortality at the same time. Imhof's study of the timing and geographical extent of crises is particularly important, it seems to me, because it provides us with a tentative methodology for differentiating between mortality from epidemic disease and mortality from famine and/or famine related diseases. The papers submitted by Bonnin reveal that the 1740's were crises years in the Dauphiné and earlier researches by Sogner, Drake and others have indicated that the subsistence crisis was widespread throughout northern Europe, although it does not seem to have affected Italy. The research to date is somewhat inconclusive but the 1740's may have marked the end of the subsistence crises which periodically had afflicted western Europe since at least the middle of sixteenth century. There were exceptions, of course, in Ireland in the 1840's and in parts of Europe during and immediately after the Napoleonic Wars, but harvest failures in peacetime seem to have been less wasteful of human life than before.

The beginning of the nineteenth century saw a return to violent fluctuations in mortality levels, thanks to the introduction into Europe of Asiatic cholera. Livi-Bacci and Del Panta report cholera outbreaks in Italy in 1836, 1848, 1855, 1867 and 1885. Egon Szabady measured the intensity of the Hungarian cholera epidemic of 1830-31 and found that in many areas mortality exceeded the intensity of 20, as defined by Hollingsworth. Second serious outbreak of cholera in 1852-55 in Hungary also reached crisis levels. France also suffered severe epidemics at about the same time, in 1832-34 and 1854-56, according to the paper of Paul Vauthier Adams. The first of these has received the most historical attention, Adams notes, but the latter was the more serious epidemic. Adams also found that parts of France - where agriculture was backward and industry weak - still suffered from dearth-related mortalities, although these seem to have been much less severe than in previous centuries.

Cholera was not the only disease that caused mortality crises in the nineteenth century. In 1817, much of Italy was struck by a severe outbreak of typhus, following the disbanding of the armies of the Kingdom of Naples, when soldiers carried typhus throughout the peninsula. Otto Andersen's useful contribution described the malaria epidemic that swept over the low-lying areas of Denmark in 1829 and 1831. In the latter year, mortality reached twice normal in the southern and eastern island provinces; it was the only year since 1787 when the death rate exceeded the birth rate for the country as a whole. Andersen estimated that as many as 40 per cent of the population of the most severely afflicted provinces contracted malaria.

The disease became a significant problem after a storm in 1825 flooded large areas of low-lying land. The following years of warm summers and wet winters and springs helped perpetuate conditions suitable for the anopheles mosquito.

Lajos Madai submitted a thorough and detailed study of mortality in Europe during the second half of the nineteenth century. It is impossible in this short summary to indicate more than a few of his findings.

Madai calculated the trend of mortality for Hungary, Austria, Germany, France, Italy, England, the Low Countries and Scandinavia and then identified and analyzed upward deviation from that trend. An upward deviation of more than 20 per cent was defined as a mortality crisis. Madai found five such crises : the Franco-Prussian War, the cholera epidemic of 1872-73 in Austria-Hungary, the Austro-Prussian War, various smallpox epidemics in Hungary (which Madai counted as one crisis), and a crisis of unknown cause in Belgium in 1866. Because he measured deviations from the mortality trend, Madai was able to estimate total losses in wars and include civilian deaths from whatever cause along with the battlefield losses. The excess mortality from the Franco-Prussian War was just over one million, according to Madai. The effects of the war were not limited to France and Prussia, but spilled over into the Low Countries in the North and Switzerland in the south. The next greater crisis, in absolute terms, was the cholera epidemic of 1872-73 in Hungary, which claimed over 800,000 lives.

Madai also tested, in an interesting section of his paper, the correlation coefficient in mortality between neighboring countries, to see if disease moved across certain national boundaries but not others. As one would expect, Belgium and Holland, France and Switzerland, Germany and France - to cite only three examples - all had strong correlations. The mortality in Denmark surprisingly showed no correlation with that of other countries, except Holland and Belgium.

Two papers were submitted on non-European mortality crises. One, by Dallas Fernando, identified two twentieth century epidemics in Sri Lanka that qualified as crises, according to the Hollingsworth standard. The first of these was the influenza epidemic of 1919 and the other was the malaria epidemic of 1935. The second non-European paper was on epidemic disease in Australia prior to 1914. Christabel Young found that Australia had no crises of mortality, as defined by Hollingsworth. She suggested the reasons for the relative freedom of the continent from epidemic disease : Australia was remote from the European sources of disease, its population was small, its settlements were scattered.

Coupled with an apparently adequate food supply (except in the earliest years of colonization), these factors worked to limit epidemic disease. Australia provides an interesting example of the influence population density and size has on disease. It has been shown that certain diseases - measles, for instance - require a population of a minimum size or the disease will disappear. Much remains to be learned about the interplay of disease and population size and density and its applicability to the study of disease in early-modern Europe. Did "new" diseases appear in Europe during the rapid population growth of the sixteenth century ? Or in the growth that came in the later eighteenth century ? Australia may provide a useful control to students wishing to measure the effect of density on diseases.

Considered together, the papers clearly indicate the value of comparative studies. We shall, I think, begin to understand the charactersitics of disease better than we do now when we see them change over time and from one locality to another, as the social and economic environment varies.

AuthorsTitles

P.V. ADAMS	Mortality crises in nineteenth century France
O. ANDERSEN	A malaria epidemic in Denmark
Various, submitted by B. BONNIN	Les crises de mortalité en Dauphiné aux XVIIe et XVIIIe siècles
L. DEL PANTA, M. LIVI-BACCI	Chronology, intensity and diffusion of mortality crises in Italy (1600-1850)
J. DUPAQUIER	L'analyse statistique des crises de mortalité
D.F.S. FERNANDO	Frequency, intensity, chronology and geographical extension of crises of mortality (Sri Lanka)
B. ILA	L'histoire de la peste en Hongrie au XVIIIe siècle
A.E. IMHOF	Recherches macrorégionales sur la mortalité en Europe septentrionale sous l'Ancien Régime
F. LEBRUN	Une grande épidémie en France au XVIIIe siècle : la dysenterie de 1779
L. MADAI	Crises of mortality in Europe in the second half of the 19th century
E. SZABADY	Crises of mortality in Hungary in the 19th century
E. VILQUIN	John Graunt et les crises de mortalité du XVIIe siècle
C.M. YOUNG	Epidemics of infectious diseases in Australia prior to 1914
C.A. CORSINI, G. DELILLE	The plague epidemic of 1656 in the Diocese of Salerno

II. COMMENTAIRE

Arthur E. IMHOF

Département d'histoire
Université de Berlin
Berlin-Ouest

Je voudrais d'abord remercier A. Appleby de son rapport lucide. Il n'était pourtant pas facile de faire le résumé - et encore moins la synthèse - de treize communications si diverses. Parmi les quatre sous-thèmes retenus pour cette séance, A. Appleby a choisi d'insister sur l'intensité des crises de mortalité. A mon avis, c'est un choix judicieux puisque ceux qui lui ont fourni des contributions devaient partir de la formule d'intensité définie par T.H. Hollingsworth. A. Appleby a dû constater aussi que cette formule n'a pas été adoptée unanimement : différents procédés d'investigation ont été proposés.

A. Appleby souligne dans son rapport les inconvénients de la formule de T.H. Hollingsworth : elle suppose qu'on connaisse l'effectif total de la population, ce qui n'est pas toujours possible pour une population ancienne; elle exige qu'on exprime avec une précision mathématique les conséquences du choc psychologique de la crise; elle minimise l'impact de la mort dans les petites populations tandis qu'elle l'exagère dans les moyennes et dans les grandes; en somme, elle convient mal pour suivre les vagues de mortalité. Voilà qui explique pourquoi les participants ont parfois abandonné cette formule pour tenter d'en définir une qui soit mieux adaptée à leurs sources.

A cet égard, l'une des plus intéressantes contributions est sans doute celle de J. Dupâquier. Celui-ci fait appel uniquement aux données du mouvement des décès; il favorise la comparaison entre des centaines de monographies paroissiales fondées sur l'étude des registres paroissiaux; dans le détail, ces crises ne sont peut-être pas très significatives si l'on considère les paroisses une à une : mais la multitude des monographies autorise des conclusions de

portée générale. D'autres chercheurs ont aussi proposé d'autres formules pour mesurer l'intensité des crises de mortalité : le rapport de A. Appleby montre leurs avantages et leurs inconvénients.

Là-dessus, je dirai que notre tâche consiste maintenant à peser ces avantages et ces inconvénients et à tenter de faire une synthèse. L'adoption d'une formule commune favoriserait les comparaisons spatiales et diachroniques. Mais, comme l'a noté J. Dupâquier, trouver une définition idéale de l'intensité, susceptible de permettre toutes les comparaisons, est peut-être aussi difficile que de résoudre le problème de quadrature du cercle. Il ne faut pas pour autant renoncer à notre perspective unitaire. Rappelons les intentions de T.H. Hollingsworth telles qu'il les a décrites dans son texte intitulé "Introduction aux thèmes de discussion". L'auteur y distingue trois types de crises :

- premièrement : la crise locale qui atteint sévèrement un petit groupe humain;
- deuxièmement : "un type de crise plus grave qu'on pourrait appeler régionale atteint presque toutes les communautés d'une vaste zone";
- troisièmement : "le dernier type de crise frappe à un niveau national, voire international".

A mon avis, on pourrait attribuer aux formules proposées une fonction spécifique : celle de J. Dupâquier s'appliquant mieux aux crises de type I; celle de T.H. Hollingsworth convenant mieux aux crises de type III, etc. Du reste, j'ai retenu d'un séminaire qui réunissait à Paris il y a quelques mois T.H. Hollingsworth et J. Dupâquier, que ces méthodes n'ont encore rien de définitif. On peut les modifier, on peut les adapter. Ainsi, en ce qui concerne la formule de T.H. Hollingsworth, j'ai proposé dans ma communication de l'ajuster par l'utilisation d'un facteur inversement proportionnel à l'effectif de la population : la formule deviendrait alors utilisable quel que soit l'effectif des populations observées.

En somme, si nous parvenions à une concordance des méthodes, l'examen des trois autres sous-thèmes - périodicité, chronologie et extension géographique - serait grandement facilité. On pourrait établir une chronologie et une géographie des divers types de crise, connaître leur périodicité, établir des comparaisons internationales entre crises de même type mesurées selon une même formule. Cela aiderait certainement à mieux comprendre de quelle façon de telles crises se sont développées.

Il faudrait ajouter quelques mots à propos de la

périodicité des crises. Dans son rapport, A. Appleby a la modestie de ne pas insister sur ce problème. Nous savons qu'il a traité ce sujet à travers divers articles remarquables, et récemment, dans le *Journal of Interdisciplinary History* de l'été 1975. On en reparlera lors du rapport de Mme Sögnér.

Il me semble pour le moment nécessaire d'insister sur l'importance des recherches pluridisciplinaires - à tout le moins sur les recherches médico-historiques - dans le domaine de la périodicité des crises. J'ai eu la chance de bénéficier d'une telle collaboration en Scandinavie il y a quelques années et j'en ai tiré le plus grand profit.

Il est important de distinguer une crise épidémique d'une crise de subsistance ou d'une combinaison des deux. D'autre part, il est nécessaire de discerner la nature précise des épidémies. Les épidémiologistes nous apprennent, par exemple, que la petite variole qui, en principe, n'est pas une maladie infantile, semble l'avoir été en Europe pendant des siècles. Elle procurait ainsi une immunité quasi totale à ceux qui en guérissaient et ne ressurgissait épidémiquement que parmi les enfants non immunisés. Alors s'ensuivaient des vagues périodiques de variole qui réapparaissaient tout les quatre à six ans. Or l'Islande n'entrait pas dans l'aire de ces apparitions régulières. Aussi lorsqu'un navire introduisit la variole dans cette île, la maladie toucha toute la population. En 1707, elle tua un tiers des Islandais, adultes comme enfants. Voilà comment une même maladie peut, suivant les régions, avoir une périodicité tantôt régulière tantôt aléatoire.

En conclusion, je n'hésite pas à appuyer A. Appleby sur la nécessité de mener des études comparatives dans le temps et dans l'espace. Mais nous n'y parviendrons efficacement que si nous arrivons à nous mettre d'accord sur les techniques d'analyse.

III. DISCUSSIONS

M. LIVI-BACCI : Deux thèmes me paraissent essentiels : le problème de la définition de "crise de mortalité", définition qui peut être théorique, mais doit aussi devenir opérationnelle, afin de permettre des comparaisons internationales; ensuite, lié au premier, celui de la chronologie; nous risquons d'être prisonnier des sources,

qui favorisent les études urbaines, alors que les campagnes sont sous-représentées dans les séries disponibles en démographie historique.

T.H. HOLLINGSWORTH : J'ai écrit successivement trois textes sur les crises de mortalité à l'occasion de ce colloque : l'un destiné aux membres de l'Union, avec malheureusement une interversion qui le rendait incompréhensible; le second, intitulé "Introduction aux crises démographiques", qui a dû être distribué au cours de l'été; le troisième, que j'ai apporté avec moi. C'est ma réponse aux objections faites à ma formule.

Je voudrais mentionner les raisons pour lesquelles ce thème a été mis en tête : nous sommes intéressés par les crises, mais surtout par leurs causes et leurs conséquences, car cela doit nous permettre de mieux comprendre l'histoire des sociétés humaines. Pour cela il nous faut une définition des crises : nous avons besoin d'étudier leur nature, et celles qui nous intéressent tout particulièrement, sont celles qui ont des échos dans d'autres pays. Nous voulons voir ce qu'il y a de semblable dans les grands accidents internationaux et les liens qui peuvent les unir dans le temps et dans l'espace. Je pense que c'est un grand sujet.

A. APPLEBY : J'attire votre attention sur le fait que la contribution de J. Dupâquier a été remodelée et je vous recommande de consulter la version modifiée. Certaines des objections que j'ai émises après lecture de la première version tombent; malheureusement, mon texte avait déjà été distribué.

J'ai aussi une remarque à faire sur le thème général des crises de mortalité, et je voudrais la faire en historien : J. Dupâquier, dans sa version révisée, déclare qu'il faut limiter notre enquête à l'examen de la mortalité. J'estime que c'est une approche inadéquate pour l'Europe préindustrielle : la baisse simultanée des baptêmes et des mariages lors de la plupart des crises m'apparaît comme quelque chose d'essentiel, car la crise est un phénomène qui intéresse tous les indices démographiques; je crains qu'en négligeant l'un ou l'autre, on ne voit pas l'impact total. Tout doit être replacé dans le contexte économique et social.

O. ANDERSEN : J'ai étudié les crises au Danemark vers 1735. Il s'agit d'une crise très spéciale de malaria; il peut sembler étonnant qu'une maladie de cette nature ait pu se répandre au Danemark; ce fut d'ailleurs la seule et la

mortalité de crise n'a cessé de régresser au Danemark depuis le XVII^e siècle, en même temps que s'élevait le niveau de vie.

L. DEL PANTA : Je n'aborderai ici ni le problème de la définition ni l'exposé des résultats de notre enquête. Je me bornerai à quelques mots sur la qualité des données que nous avons utilisées : les nombreuses séries de décès disponibles. Malheureusement, elles ne sont pas représentatives de l'ensemble du pays. Elles concernent surtout le Nord et le Centre de l'Italie; elles sont essentiellement urbaines; or, les zones rurales peuvent différer sensiblement. Encore faut-il ajouter que les données urbaines risquent d'être incomplètes, car elles sont tirées essentiellement des registres des paroisses; or, en cas de crise, on meurt surtout dans les hôpitaux, surtout dans les épidémies de peste. La proportion de décès survenus dans les hôpitaux n'est pas constante.

J. DUPAQUIER : J'ai essayé de mesurer l'intensité des crises de mortalité dans le cas - très fréquent - où l'historien ne dispose, ni du chiffre global de la population, ni de la durée de la crise mesurée en jours, mais seulement de la statistique annuelle des décès. L'indice que je propose ne vient donc pas en concurrence avec celui de T.H. Hollingsworth.

Cet indice est fondé sur les principes suivants :

- 1° Pour mesurer l'intensité de la mortalité, il vaut mieux ne pas faire intervenir les mariages, et encore moins les conceptions. Il ne s'agit pas d'en négliger l'étude lors des crises, mais d'éviter de les prendre en compte lorsqu'on cherche à définir une crise de mortalité.
- 2° Il faut prendre en considération, pour la mesure des crises, la grandeur de la population, c'est-à-dire en fait, dans le cadre où nous travaillons, le niveau habituel des décès. Il s'agit d'éliminer la perturbation due aux fluctuations aléatoires, et de ne pas s'enfermer dans le piège des écarts relatifs. Par exemple, si le nombre des décès dans la petite paroisse normande de Fumichon passe de 1 à 16, ce n'est pas du tout comparable à la grande peste de Londres, qui fait passer le nombre des sépultures de 15.000 à 97.000. Pourtant, l'écart relatif est de 1 à 16 dans le premier cas, de 1 à 6 1/2 seulement dans le second. Comment faire pour que la peste de Londres apparaisse sur notre échelle avec une intensité supérieure à celle de la petite crise de Fumichon ?

C'est pour cette raison et non pour "aplatir les pointes de mortalité", que je fais intervenir l'écart-type qu dénominateur, idée qui m'a été suggérée par Norbert Robitaille.

La grande difficulté est de définir la période de référence : si l'on prend la moyenne des dix années antérieures, on risque d'inclure un certain nombre d'années à forte mortalité, et aussi de changer de base de référence au cours de l'étude d'une même crise, lorsque celle-ci dure plus d'un an. Par exemple, on mesure correctement l'intensité de la mortalité en 1693 sur la base de la moyenne des années 1683-1692, mais quand on aborde la mesure pour 1694, la base inclut l'année 1693, et se trouve ainsi biaisée.

Pour essayer de résoudre cette difficulté, j'ai essayé successivement quatre méthodes, qui semblent toutes présenter plus d'inconvénients que d'avantages :

- 1°) A l'origine, j'ai pris comme période de référence les 13 années centrées sur l'année étudiée, avec élimination des trois centrales. Par exemple, pour calculer l'intensité de la mortalité pour l'année 1690, je prenais comme référence les cinq années 1684-1688 et 1692-1696. Cette méthode présente l'inconvénient d'introduire dans le calcul cinq années postérieures à la crise, où la mortalité est souvent anormalement basse. Alors l'écart-type augmente exagérément et l'intensité plafonne autour de la valeur 80, même si la moitié de la population est emportée.
- 2°) Dans une deuxième expérience, nous avons éliminé les années qui présentent un nombre de décès supérieur ou inférieur à deux écarts-types par rapport à la moyenne, la base de référence ne glissant d'un cran que chaque fois qu'on rencontrait une année normale. Malheureusement, le système déraile quand on a affaire à une crise très longue dans une population croissante. Alors, la base de référence se bloque, et, après la crise, on ne trouve plus d'années qu'on puisse considérer comme normale. Par exemple, dans le cas de la Finlande, où l'étude des années 1722-1732 avait permis de trouver une bonne base-référence, le nombre de décès s'éleva beaucoup dans les années suivantes, et ne revint jamais au niveau antérieur, par suite de la croissance démographique. Alors la moyenne se bloqua à 6758 et l'écart-type à 699. A partir de 1747, tout les indices furent supérieurs à 2.
- 3°) Une troisième expérience a consisté à ne pas faire d'élimination, mais à bloquer la base de référence chaque fois que la crise s'étalait sur plusieurs années.

Par exemple, si l'on trouvait en 1691 une intensité supérieure à 1, on conservait, pour mesurer l'indice de l'année 1692, la base de référence 1681-1690, et ainsi de suite jusqu'à ce qu'on retombe sur une année normale. Malgré cette précaution, on aboutit parfois à des blocages. Je tiens à votre disposition les résultats ainsi obtenus pour une centaine de séries de décès.

- 4°) La quatrième expérience, inspirée par le texte de M. Livi-Bacci était fondée sur la construction d'une moyenne tronquée. Pour ne pas écraser l'écart-type, on s'est toutefois contenté d'éliminer systématiquement, sur chaque période de douze ans, les deux années présentant le maximum de décès.

Malheureusement la méthode aboutit à faire bondir l'indice à la moindre poussée de mortalité, en particulier dans les petites paroisses. On peut même trouver des crises chaque fois qu'il y a une légère augmentation - parfois aléatoire - du nombre de décès. Là encore, je tiens les données à votre disposition.

En conclusion, il me semble qu'il faut s'en tenir, pour la mesure des crises, à l'indice empirique fondé sur la moyenne des dix années antérieures, quelles qu'elles soient. Cet indice a l'avantage d'être simple, facile à calculer, et d'éliminer toute appréciation subjective de la part de l'observateur. En outre, il semble marcher aussi bien pour les petites paroisses que pour les agrégats de grande dimension. Enfin, il donne une définition claire et précise : on peut parler de crise chaque fois que l'intensité dépasse 1, c'est-à-dire quand l'excédent de décès par rapport à la moyenne est plus grand que l'écart-type.

Il est sans doute susceptible d'être amélioré, en évitant les pièges signalés ci-dessus; je serai heureux, à cet égard, de bénéficier de vos critiques et de vos suggestions.

D.F.S. FERNANDO : J'ai appliqué la formule d'Hollingsworth pour les années postérieures à 1867 date à laquelle commence l'enregistrement des naissances et des décès à Ceylan.

Je dois signaler qu'au XIVe siècle, il y avait un considérable sous-enregistrement des naissances et des décès, de l'ordre de 25 %. Pour le XXe siècle, nous avons tenté d'évaluer scientifiquement la qualité des données d'état civil : en 1953, les décès sont enregistrés à 88,6 % et les naissances à 88,1 %. En 1967, on monte à 98,7 % pour les naissances et à 94,5 % pour les décès, taux élevés qui s'expliquent par le couplage de l'enregistrement avec un

recensement.

Ayant donc appliqué la formule d'Hollingsworth au XXe siècle, nous avons trouvé une crise particulièrement sévère en 1919. Il s'agit d'une épidémie de grippe espagnole qui a commencé en juillet 1918 et s'est poursuivie jusqu'à la fin de 1919. Avec la formule d'Hollingsworth, 1918 apparaît comme une année de crise, et le maximum est atteint en 1919, avec une intensité particulièrement élevée : 37,6.

La crise suivante fut une épidémie de malaria qui éclata en octobre 1934 et se poursuivit pendant presque toute l'année 1935. Cette crise fut la pire du siècle. Elle frappa diversement les districts. Dans l'un d'entre eux, le quotient de mortalité infantile atteignit le niveau fantastique de 715 pour mille.

En ce qui concerne le XIXe siècle, l'enquête peut commencer en 1867, comme je l'ai signalé plus haut. 1877 apparaît comme une année de crise. Douze ans plus tard, en 1889, il y eut une épidémie de grippe. La formule d'Hollingsworth donne un coefficient de 19,6, qu'il faudrait relever pour tenir compte du sous-enregistrement.

Ainsi, dans le cas de Ceylan, la formule proposée par Hollingsworth semble bien s'appliquer.

L. MADAI : Dans ma contribution sur les crises de mortalité en Europe dans la seconde moitié du XIXe siècle, j'ai analysé la surmortalité et calculé la valeur du "trend" dans les douze pays examinés. On peut évaluer la surmortalité à 3.400.000 décès pour une période de quarante années. Bien que la mortalité ait commencé à reculer, l'Europe a été balayée par de grandes épidémies. Pour la seule Hongrie, la surmortalité a fait disparaître près d'un million d'habitants, dont la moitié lors de l'épidémie de choléra de 1872-1873 et le reste du fait de la variole. Selon, l'origine, la fréquence et l'intensité des mortalités qui ont alors sévi en Europe, on peut distinguer trois grands groupes géographiques de maladies transmissibles :

- En Europe de l'Est : choléra, typhoïde, dysenterie, variole et grippe. Ces maladies se retrouvent dans le reste de l'Europe, avec une moindre fréquence, mais éventuellement, une plus forte létalité. Par exemple, la dysenterie qui a sévi en France en 1871 pendant la guerre a causé de grandes pertes dans la population.
- En Europe de l'Ouest : scarlatine, diphtérie et rougeole. La première a causé des ravages en Angleterre et en Ecosse à plusieurs reprises, la diphtérie au Danemark et en Suède, et la rougeole en France.

- En Europe du Sud : le trachome et d'autres maladies dont j'ai parlé dans ma communication.

M. LIVI-BACCI : Il y a deux problèmes dans la définition des critères : l'un théorique (il faut disposer d'un grand nombre de données), l'autre opérationnel, où l'on peut se contenter de la statistique brute des décès. En ce dernier cas, on ne peut trouver de bonnes solutions théoriques, mais on peut arriver à une bonne approximation grâce à des vérifications empiriques assez étendues.

D'autre part, il ne faut pas perdre de vue ce qui se passe lorsqu'on n'atteint pas le niveau de crise; si l'on prend une définition trop rigide de la crise, on peut perdre de vue les répercussions d'une mortalité sur des populations voisines, où l'on n'atteint pas le seuil fixé.

Je voudrais suggérer qu'on prenne en considération les effets structurels sur la population. L. Del Panta et moi-même avons proposés un système qui tient compte des possibilités de récupération; par exemple, si une crise frappe telle année telle population, les quinze générations qui n'ont pas encore atteint l'âge de la reproduction ont un certain potentiel de récupération et de réaction, par abaissement de l'âge au mariage, réduction du célibat définitif ou même hausse de la fécondité. Il faudrait déterminer empiriquement les limites de ces possibilités : si la mortalité atteint un niveau tel que la population ne puisse se rétablir, alors on a une véritable crise. A partir d'un certain nombre d'hypothèses, nous avons calculé que si le nombre des décès est multiplié par quatre, il y a peu de chances que les quinze générations suivantes puissent se reproduire. Si l'on suppose une augmentation de 50 % des décès pour la génération initiale, il y a impossibilité pratique de récupération à ce niveau.

En conclusion, il me semble qu'il faudrait se référer aux effets structurels pour savoir si l'on est ou non en situation de crise.

J.-P. BARDET : J'ai essayé d'appliquer la méthode de J. Dupâquier à un cadre chronologique particulier : celui des mois. L'échantillon d'observation est assez restreint : la moitié de la ville de Rouen, soit environ 30.000 personnes, pendant la période 1671-1720. C'est un temps de stagnation démographique, ce qui présente l'avantage d'éliminer l'écueil de la croissance, souligné par J. Dupâquier. J'ai procédé à deux séries d'essais : la première a consisté à observer à la file les mois désaisonnalisés; la seconde m'a conduit à comparer entre eux tous

les mois de janvier, puis tous les mois de février, etc. J'ai pratiqué ces essais en utilisant tour à tour trois formules pour la définition de la base de référence : les dix années précédentes sans élimination, dix années sur douze après élimination des deux années présentant le maximum de décès, enfin moyenne bloquée en cas de crise s'étalant sur plusieurs mois successifs.

Au cours de la première série d'essais, il s'est avéré que la formule à moyenne bloquée est la meilleure pour les analyses mensuelles. Au contraire, pour la seconde expérience, toutes les formules sont aussi efficaces : elles montrent des crises peu nombreuses, certains mois d'hiver et d'été étant plus sensibles que d'autres. Je retrouvais le mouvement saisonnier habituel.

J'ai alors pensé à recalculer le mouvement saisonnier en éliminant les mois de crise. Du coup, les pointes d'hiver sont pratiquement rabotées, celles d'été se trouvent largement atténuées. En somme, il suffit de quelques crises peu nombreuses pour accentuer l'amplitude du mouvement saisonnier général.

A. HAYAMI : Je voudrais demander au Professeur Hollingsworth, à propos de sa formule, comment il calcule l'effectif de la population. En clair, si N représente le nombre absolu, alors I dépassera presque toujours 20. La méthode me semble difficilement applicable aux registres paroissiaux. Mais peut-être ai-je mal compris puisque je n'ai pas eu le texte en main.

Je vous signale d'autre part un intéressant exemple de l'extension géographique des crises de mortalité : lorsque le Japon s'est ouvert aux étrangers en 1859, après deux siècles d'isolement, l'un des premiers produits importés fut le microbe du choléra. N'étant pas immunisés, les Japonais furent terriblement frappés. Ils appelèrent cette maladie *colori*, ce qui veut dire "tomber et mourir comme un animal".

T.H. HOLLINGSWORTH : En réponse à M. Hayami, dans ma formule, l'intensité atteint 20 chaque fois qu'on a affaire à une population nombreuse : en effet, Q représente l'excès de mortalité et il faut qu'il soit très élevé pour que l'intensité dépasse 20.

On peut discuter de cette formule. Comme l'a dit tout à l'heure M. Livi-Bacci, à propos de la formule de J. Dupâquier, il faut choisir des valeurs convenables pour déterminer le seuil au-delà duquel on peut parler de crise.

L'autre point soulevé par M. Hayami, c'est que la méthode serait inapplicable quand on en peut agréger les données; effectivement, on ne peut atteindre l'indice 20 dans les petites paroisses, sauf en cas de très forte mortalité, mais il suffit de choisir les indices à partir desquels on peut parler de crises.

E. HELIN : Trois remarques au passage : l'une purement matérielle porte sur un point du rapport de M. Appleby : l'épidémie qu'il signale pour 1866 est le choléra, qui a sévi 4 mois en Belgique. Nous disposons de rapports très détaillés sur le nombre des victimes : il y en a eu 5.500 à Liège sur un total de 12.000 habitants.

Le second point touche aux formules proposées : il est prématuré de chercher à les améliorer, et mieux vaudrait les tester chacun de notre côté, mais je me permets de rappeler l'existence d'une formule classique : le coefficient de variation, qui peut s'adapter à toutes les séries chronologiques. Son application à la Belgique a donné des résultats qui posent eux-mêmes de nouvelles questions. D'après les prix des denrées alimentaires, on trouve en 1772, 1802 et 1812 des crises de subsistances qui ne semblent pas avoir eu d'impact sur les courbes démographiques, du moins sur celle de mortalité.

Un dernier point à l'intention de ceux qui ont appliqué à une grande échelle les formules de Hollingsworth et Dupâquier : que valent ces formules lorsque les données sont incomplètes, ou suspectes ?

M. LIVI-BACCI : L'emploi du coefficient de variation est dangereux lorsque la mortalité tombe : en Italie, au XVIIIe siècle, les coefficients de variation atteignent 15 à 30 %, alors qu'à la fin du XIXe, on tombe à moins de 10 % et même parfois de 5 %. Donc la crise est définie de façon différente : à notre époque, une simple grippe pourrait apparaître comme une crise de mortalité.

M.P. GUTMANN : Au lieu d'utiliser les moyennes mobiles, j'ai utilisé les droites de régression comme base de référence. L'avantage est qu'on peut travailler sur des séries incomplètes.

D'autre part, je voudrais parler de la durée des crises. J'ai étudié la durée des "crises militaires" au XVIIIe siècle; elle n'a aucun rapport avec celle des crises de subsistances. Leur durée est déterminée par des causes exogènes, purement humaines, politiques; elles se combinent

avec les épidémies et les disettes, et cela finit par compromettre les possibilités de reproduction de la population, comme l'a dit M. Livi-Bacci.

M. SANCHEZ-ALBORNOZ : J'ai essayé pour ma part d'appliquer les deux formules proposées et il m'est apparu deux inconvénients : quand on prend la moyenne des dix années antérieures, cela va quand il n'y a pas de grands changements antérieurs, mais lorsqu'il y a des crises à répétition comme à La Havane au XIX^e siècle (fièvre jaune, choléra), alors la moyenne bondit à un niveau anormal. D'autre part, songeant au cas où cette formule serait enseignée, il me semble que l'échelle proposée est assez difficile à faire comprendre aux étudiants : il vaudrait mieux avoir un coefficient allant de 0 à 1, ou de 0 à 100, comme le coefficient de variation. Sinon l'échelle sera bien arbitraire comme celle de Richter pour les séismes : le degré 8 ou le degré 9 n'est pas très parlant.

M. MARCILIO : Mon intervention rejoint celle de M. Helin. Les formules proposées semblent mieux s'appliquer aux pays européens qui disposent de données continues. Je voudrais savoir si MM. Hollingsworth et Dupâquier ont songé à appliquer leurs formules aux pays en voie de peuplement comme l'Amérique latine où la population est très dispersée et les séries lacunaires. Peut-on les adapter, par exemple, à l'Amérique latine et au Canada ?

J. DUPAQUIER : J'ai appliqué la formule au Canada français où l'on a les décès des catholiques de la province de Québec pour plus de deux siècles. Je tiens les résultats à votre disposition. Pour les crises, on arrive à des intensités comparables partout, qu'il s'agisse de pays nouveaux ou de pays anciens.

C. MORIN : Tout en reconnaissant que le problème de mesure de l'intensité de la mortalité est le problème central, je souhaite qu'on ne perde pas de vue la question de la chronologie. Ce qui m'intéresse particulièrement, c'est la concordance des crises à l'échelle des continents dans les temps modernes. Dans mes travaux sur le Mexique, et par comparaison avec les données que nous possédons sur le Pérou, la Bolivie et l'Equateur à l'époque coloniale, j'ai constaté des concordances entre les crises de l'Amérique latine et celles du vieux continent, par exemple en 1690-1694, 1720, 1737-1740 (un sixième de la population mexicaine est emporté) et même en 1779. Ce que

je propose, c'est qu'on constitue des tableaux synoptiques par pays, en calculant l'intensité des crises d'après les monographies paroissiales, seules sources disponibles pour l'Amérique latine. Cela nous renseignerait sur les formes et les mécanismes des contagions, cela nous permettrait de serrer de plus près les rapports qui existent entre météorologie et crises de mortalité. Les décalages de temps présentent aussi un grand intérêt.

H. KLEIN : J'apprécierais beaucoup une tentative d'utiliser comparativement les deux indices pour chaque catégorie de crises : crise de subsistances, guerre et épidémie. Personnellement, j'ai travaillé sur la mortalité provoquée par la traite des Noirs, sujet tout à fait particulier; les indices doivent s'écarter beaucoup de ceux des populations stables et il serait fort utile de procéder à des mesures en fonction du temps, des effectifs, des lieux, des structures, afin de faire des comparaisons.

L. HENRY : J'ai quatre remarques : d'abord dans la formule de M. Hollingsworth, il n'est pas nécessaire de connaître la population avec une très grande précision. Par conséquent, dans de très nombreux cas, on pourra se satisfaire d'une évaluation à partir du nombre des naissances, comme on le faisait au XVIIIe siècle.

Deuxièmement, au sujet de la formule de M. Dupâquier, je pose la question de savoir pourquoi il parle de crise dès que l'indice dépasse 1, alors que statistiquement, il vaudrait mieux prendre 2.

Troisièmement, je retiens de l'intervention de M. Gutmann qu'il vaut mieux essayer de déterminer la tendance soit par des moyens analytiques, soit plus sommairement en traçant une droite approximative.

Enfin, je pense, comme M. Livi-Bacci, qu'il est important de développer la théorie des populations exposées à des catastrophes ou à des fluctuations aléatoires, comme a commencé à le faire Hervé Le Bras.

H.V. MUHSAM : Je veux poser une question à M. Hollingsworth : s'est-il rendu compte qu'en multipliant q par $\sqrt{n}$, il fait en somme ce que propose M. Dupâquier : les déviations aléatoires exprimées par q sont inversement proportionnelles à la racine de $\sqrt{n}$; donc s'il multiplie par n , il arrive à simplement mesurer les déviations sur l'échelle de l'écart-type. Toute la modification qu'il apporte à la méthode de M. Dupâquier, c'est qu'il divise

par $l - q$; tant que q est faible, $l - q$ n'est pas très sensible aux variations. Donc sa formule revient à celle de M. Dupâquier.

FIN DE LA SEANCE

NATURE AND DYNAMICS OF CRISES
(INCLUDING RECENT CRISES IN DEVELOPING COUNTRIES)

Sölvi SOGNER

Historisk Institutt
Universitetet i Oslo

An excess of deaths over births in a given area during a specific period of time, may, by arbitrary judgment, be defined a demographic crisis. An evaluation of the intensity of the mortality excess - based on certain criteria - may, by common convention, give the threshold value necessary for such an excess to be termed a crisis. Attention will not focus on this question here, as it does not seem of central importance to the subject at hand. It will, therefore, be assumed that agreement has been reached as to when a crisis exists. We immediately proceed to deal with its nature and dynamics.

A crisis is situated in time and space, and these aspects must be considered.

SIZE OF UNIT OF OBSERVATION : PARISH, ARBITRARY AGGREGATE
OF PARISHES, DEANERY, DIOCESE, COUNTRY, SEVERAL COUNTRIES

As parish registers are the main source of historical demography, the parish constitutes in general the smallest geographical unit lending itself to demographic analysis. Experience shows it to be a frequently chosen field of research. The population of the parish will generally have a "normal" age-, sex- and marital structure, and an excess of deaths in the parish will be an "abnormal" event. The parish may, therefore, be considered a legitimate unit in which to study a crisis - and the smaller the unit, the more intensive the analysis possible. But conclusions

drawing on the data of a single parish, however big, will of necessity be more limited in scope than results based on larger units. The size of the unit studied may have a bearing, not only on the importance, but also on the nature, of the crisis. The size of the area under observation is therefore important - whether it is a parish, a deanery, a diocese, the whole country or several countries. Can the crisis be traced through the gamut of units, up as well as down? Which individual units seem more decisive than others in creating an imbalance of births and deaths on the aggregate level?

TIME-PERIOD OF OBSERVATION : NEVER LESS THAN A FULL YEAR,
PREFERABLY A SEQUENCE OF YEARS

Demographic phenomena - as well as the phenomena to which we will want to relate them - economic activity, harvest cycle, disease - are seasonal in nature. Smaller time-periods of observation than whole years may skew the results. When to let the year start seems of less consequence - whether it be the conventional calendar year from January 1st, the Church year from the first Sunday of Advent, the European harvest year from August 1st - the important thing will always be the distribution of events over the whole year. It will also be necessary to provide possibilities for comparison between the seasonal distribution of events in a crisis - year with that of a normal year, as this will have a bearing on the nature of the crisis. This demands observation periods of never less than a year and preferably a series of years.

TYPOLGY OF CRISES

A. According to their dynamics

The excess of deaths over births, which constitutes the crisis, may come about in one of three ways :

1. The number of deaths grows above normal level, and the number of births remains at normal level.
2. The number of deaths grows above normal level; the number of births falls below normal level.

3. The number of deaths remains at normal level; the number of births falls below normal level ¹.

B. According to their nature

More satisfactory than such a mechanistic typology of crises, according to the behaviour of the demographic phenomena, may seem a typology according to cause. It is the cause of the crisis that one is looking for anyway. The categories are as follows :

1. Subsistence crisis.
2. Epidemic crisis.
3. Combined crisis - subsistence/epidemic.

4. Crisis from other causes : War, natural or other catastrophes. - This type of crisis will not be discussed here, as it has limited general interest and will usually need an individual approach.

IS THERE A CONNECTION BETWEEN THE NATURE AND THE DYNAMICS OF A CRISIS ?

The underlying cause of a crisis is in most cases not known. The sources do not supply the information. A typology of crises according to their dynamics, therefore, seems to be most useful for practical purposes. However, research in historical demography has brought to light certain regularities that seem to exist between the cause of a crisis and the outer form it takes on. If such is the case, it opens up possibilities for establishing causality even where no other clue is apparent.

SHORT SUMMARY OF PRESENT BODY OF THEORY ON THE NATURE AND DYNAMICS OF CRISES

Meuvret (1946, 1965, 1969) brought demographic crises into research focus by developing an effective statistical

¹ A logical, but admittedly a special, case - necessarily of limited dimensions because of the nature of the phenomena; more likely to-day than in the past.

method for their analysis. Historians were familiar with years of mortality, high morbidity, bad harvests and excessive cereal prices. The difficulty of distinguishing between famine and disease as death's agents, as well as the fact that often disease spread against a background of dearth (physical resistance breaking down, wandering beggars carrying disease with them), led Meuvret to concentrate on the part which lack of subsistence played in bringing about a crisis. Using the harvest year as the temporal frame of reference focussed attention on the outcome of the harvest; converting births into conceptions made possible a synchronizing of demographic events; cereal mercurials supplied an economic background of serial character, capable of being correlated synchronously with demographic events. Crises thus described proved to be acute, intense and short - and not explicable in terms of the demographic structure of the population concerned (endogenous causes), but always explicable in terms of exogenous causes : epidemics and/or lack of subsistence. Epidemics might occur without there being a shortage of food. A shortage of food without an epidemic seemed more rare. To distinguish between the part played by the two agents seemed difficult. However, a crisis springing from food-shortage - whether it were connected with an epidemic or not - seemed to be characterized by a clear correlation, month by month, with rising food-prices, as well as by a clear reaction in all three demographic phenomena : deaths rise - maybe doubling or tripling in a year; conceptions and marriages fall off, often by half. When the crisis is over, movements are reversed. A purely epidemically based crisis, on the other hand, is characterized by a reaction only in the number of deaths.

Subsequent research seems to have borne him out. Goubert (1961, 1965, 1970) has greatly contributed to our understanding of crises. To-day there seems to be inter-subjective agreement as to the feasibility of distinguishing in this way between crises of different natures, according to the behaviour of the numbers of deaths, births and marriages.

"CRISES" THAT FAIL TO MATERIALIZE

Some crises do not materialize, but apparently remain in an embryonic stage. In spite of its being a contradiction in terms, the term crisis has conventionally been applied to them ("crise larvée"). They may provide clues to what triggers off the real crisis. Why does a crisis arise in

one case but not in another ? There are, logically, three types, parallelling the list drawn up according to the behaviour of the births and deaths; the demographic phenomena react as if a crisis is about to come, but not sufficiently to create an excess of deaths.

PRESENT PROBLEMS

Major problems discernable in recent literature devoted to the nature and dynamics of crises, and in reports delivered to the Montreal conference, are :

1. How is one to estimate the "normal" level of deaths, births and marriages in the area chosen for analysis ? Without a normal base-period, there is no possibility of determining if there was a deviation, far less the size of it.
2. If a fall in conceptions and in marriages is to be accepted as a key criterion by which a subsistence or a combined crisis may be distinguished from an epidemic crisis, the phenomenon must be explained satisfactorily.
3. May a closer analysis of the deaths during a crisis - in terms of the age-structure of the dead, in terms of the seasonal distribution of deaths, in terms of the social status of the dead - contribute to a clarification of the causal function played respectively by famine and disease ?
4. To what extent may the nature of crises be clarified through a "macro"-approach to the subject, in time and space, where attention is concentrated not on the structure of the specific crisis, but on the structure of the whole system of crises ?
5. May an analysis of the death-structure in a crisis-year, deemed epidemic, make it possible to particularize as to the disease in question ? ¹

¹ It should be noted that problems 1 and 4 are central topics in session I, devoted to frequency etc. of crises, being the tool with which to draw the map as well as being the map itself, and will here only be discussed briefly in order to avoid duplication.

PROBLEM 1 : HOW TO ESTIMATE "NORMAL" LEVELS OF BIRTHS,
DEATHS AND MARRIAGES

As a rule, the historical demographer has no exact information as to the population total in the area under observation, which makes it difficult to judge the absolute levels of the demographic performance. The most reasonable way of solving the problem of estimating "normal" levels as distinct from "abnormal" levels will then be by using a relative measure, an index. Already Meuvret has suggested this, and it has been applied (e.g. Lebrun 1973). In a report delivered to the conference, Bonnin made one of his students, Bornarel, use this method, in a deliberate attempt to attack the problems mentioned - distinguishing between different types of crises by means of the behaviour of the baptisms, burials and marriages : an 11-yearly moving average constitutes the base, to which the actual level of the crisis-year is compared as a percentage. e.g. for burials :

$$\frac{S_a - S_m}{S_m} \cdot 100 ,$$

where S_a = burials in the calendar year, S_m = 11-yearly moving average of burials, surrounding the year of observation. The erratic behaviour of the deaths, however, shows the need of some modification - more so than births and marriages - and in reports concentrating on the behaviour of deaths alone, attention is given to this aspect. Del Panta and Livi-Bacci have refined the burial index in this way: they also use an 11-year moving average, but in order to avoid exceptional conditions in their "normal" base-period, they exclude the two highest and the two lowest values - the peaks and troughs - actually thus creating a 7-year moving average, over an 11-year term. This modified moving average forms the "normal" background against which is seen the actual burial numbers as a per cent deviation, and the deviation as a per cent of the standard deviation. Dupâquier is also experimenting with "normal" periods of various lengths, using the standard deviation to assess the importance of the excess of deaths in any particular year. He settles for the ten previous years as a base of reference, and his intensity-formula is

$$I_x = \frac{D_x - M_x}{\sigma_x}$$

where I_x is the intensity of mortality in the year x , D_x is the absolute number of deaths in the year x , M_x is the mean of deaths in the ten years preceding the year x , and σ_x is the standard deviation of the deaths in these years. Crises thus measured are then allotted to a scale with six sub-divisions.

PROBLEM 2 : HOW TO EXPLAIN THE FALL IN MARRIAGES AND CONCEPTIONS AS BEING PARTICULAR TO SUBSISTENCE CRISES ALONE, AND AS SUCH SERVING AS THE KEY-CRITERION BY WHICH TO DISTINGUISH THESE FROM EPIDEMICALLY BASED CRISES ?

Consensus reigns as to the inexplicability of the fall in conceptions from endogenous demographic causes, such as missing marriages and deaths of women who would otherwise have conceived. From what cause then does the fall in conceptions stem ?

There are two schools of thought.

Although originally of a different opinion, Goubert (1954) has latterly explicitly denied the existence of voluntary limitation of births. He explains the phenomenon observed in terms of physiological causes - lessened sexual activity during the crisis, sterility in consequence of hunger (Le Roy Ladurie 1969) ¹, and spontaneous abortion. When the crisis is over, these phenomena disappear with it. Dupâquier (1972), no more than Goubert, explains the fall in conceptions or the rise afterwards as voluntary control. However far apart in their views of the function of the crisis in overall demographic development, they both represent a mechanistic view of man's voluntary behaviour in respect of lowered natality in times of crisis.

Chaunu (1966, 1971), on the other hand, accepts the physiological explanation proffered - with the modification that infant deaths during the crisis should have had an opposite effect on fertility, by breaking off nursing and thereby stimulating new conceptions - but adds a fundamentally different view of man's wilful action towards limiting conceptions in time of crisis, through coïtus interruptus and provoked abortions, and because of lessened confidence in life.

¹ Temporary sterility in connection with epidemic disease has only been observed for men after influenza, and is therefore of limited consequence (Biraben 1973).

Dontenwill (1972) supports Chaunu's psychological explanation by pointing out that the fall in conceptions during the crises of 1693-94 and 1709-10 in Charlieu, France, occurred *prior* to the time when misery from malnutrition should have been felt physiologically, and invokes anxiety and concern for the future as a possible motive; coming crises cast their shadow before them, as it were.

Sogner draws attention in her report to a distinct fall in births - about 20 % - in 1783 in the diocese of Åkershus, Norway, following a fall in conceptions and marriages the previous year. No accompanying rise in deaths is observed, and so no actual crisis arises. Notwithstanding, the observation is claimed to be worthy of notice, in as much as here is argued that we are witnessing the initial phase of what might have developed into an economically based demographic crisis. Contrafactually, it is supposed that deaths in surplus numbers would have taken place but for effective intervening administrative efforts and the benign absence of an epidemic, which also might have blurred the field of observation. The economic crisis of 1781-82 is the outcome of two years of harvest-failure in succession, coinciding with a serious crisis in lumber-export, the other main industry of the diocese. Administrative efforts to secure the supply of grain were undertaken on a scale distinctly new, and were combined with giving direct help to those most in need and most prone to suffer from starvation. If this argument is acceptable, it would tend to strengthen the case for using the fall in conceptions and marriages as significant criteria when differentiating between epidemically based and economically based demographic crises. The fall in births and marriages precedes the rise in deaths, and takes place even if the latter does not; and, though less conspicuous, is apparently more intimately connected with this type of crisis than the rise in deaths. The question whether the fall in conceptions is caused by wilful intent or by psychosomatic conditions cannot be answered, as it seems reasonable that misery will influence reproductive mechanisms in one way or another sooner than cause death (Young and Scrimshaw 1971).

An interesting point is raised by the figures presented by Fernando on marriages during two epidemically based crises in Sri Lanka : in 1919, influenza; and in 1935, malaria. There is a distinct fall in marriages on both occasions, and no subsequent rise. No information is given on conceptions and births. The question is : will a fall in marriages accompany the rise in deaths, whether these be due to epidemics or lack of subsistence, in a system of almost universal marriage ? Can the fall in marriages only serve as a criterion for economically based crises in

countries having the European marriage pattern (Hajnal 1965)? In the latter countries the fall must be largely due to postponement of marriage, as seen from the subsequent rise in the figures when the crisis is abating; even when caused by the death of one or both of the marriage-partners, there is always a pool of susceptible marriage candidates to draw from. Whereas in a system of universal marriage, the death of a young adult - no matter the cause - is an irreparable loss. Young adults were especially hit by the influenza epidemic of 1918-19, in contrast to other influenza epidemics (Ackerknecht 1963).

PROBLEM 3 : WHAT CAN A CLOSE ANALYSIS OF THE DEATH-PATTERN DURING A CRISIS - IN TERMS OF SEASONAL, AGE AND SOCIAL DISTRIBUTION - TELL US ABOUT THE NATURE OF THE CRISIS ?

Is it possible to distinguish between the causal factors of famine and disease from the death-structure of a crisis-year ? If it is possible, this would largely corroborate the story told by births/marriages.

Lebrun (1971) finds that famine crises affect the different age-groups more or less evenly, except for the very young and the very old, who, because of their ordinary vulnerability, are relatively less decimated in a famine. Epidemically based crises, on the other hand, seem to select certain age-groups.

Appleby (1973) lists eight requirements to be fulfilled in order to diagnose a famine-crisis : dramatic increase in mortality; appearance in several neighbouring parishes; epidemics must be considered and ruled out; correlation between prices and mortality must be found; likewise high proportion of deaths among destitute and marginal individuals; simultaneous fall in conceptions; total absence of negative evidence, such as good harvest reports.

Imhof and Lindskog (1974) suggest mapping the bad years, to get the spatial distribution, and doing so for successive years, to get the temporal distribution; and reading off the map whether there is a gradual spreading between districts in normal contact - which points to disease - or if there is a simultaneous catastrophe hitting vast areas - which would indicate a bad harvest, or a succession of bad harvests.

Bornarel, in the report referred to, supplements the use of indices for this specific purpose with a) literary evidence, b) age-distribution of deaths (deaths under twenty as a percentage of deaths over twenty, on the explicit hypothesis that a great proportion of young deaths indicates an epidemic), and c) juxtaposition of areas of different socio-economic status (rich and poor parishes in the city of Grenoble, France), on the hypothesis that they will be unevenly hit by these two types of crises. The richer parish proves to be less sensitive to subsistence crises, but quite sensitive to epidemic crises, while in the poorer parish it is the other way around. Other students of Bonnin - Achard-Lirot, Mugnier, Bal, Desarmagnat - report on specific crises in various parishes in Dauphiné, France, in the 17th and 18th centuries, working along the same lines.

Terrisse describes a seasonally based famine-crisis model in his report. His empirical base is five parishes in the city of Marseilles, France, 1709-10, but the model is applicable to other parts of the same area and to the same area at other times. The sequence is : harvest frosts; rise of prices; supplies very low by November; excess mortality maxima in December-January-February; spring seeds eaten while green; epidemics and disease in March; riots in April.

Del Panta and Livi-Bacci do not attempt deductions from dynamics to cause in their report, but draw on supplementary evidence for explanation of Italian mortality-crises 1600-1850, explicitly stating it as their aim to reconcile qualitative and quantitative information.

It seems, therefore, warranted to claim that so far demographic historians, though at grips with the problem, are reluctant to infer the nature of the crisis from mortality structure alone.

PROBLEM 4 : WHAT CAN THE OVER-ALL CRISIS-PATTERN TELL US ABOUT THE NATURE OF THE CRISIS ?

Dupâquier, in his report, has analysed crisis-mortality in different sets of entities - local, regional, national, continental - at different periods of time : rural parishes in the district of Nantes, France, 1576-1600; rural parishes in the Parisian basin, 1681-1720; ten French regions 1750-92; Northern Europe and Quebec, 1732-99; the greater part of Europe, 1830-1914. He finds a cyclical mortality pattern at all levels until the late 19th

century. The reduction of mortality, visible from the 18th century onwards, is one of level, not of structure, which retains its former cyclical character. The periodicity of the crises is irregular, but the irregularity does not seem of a wholly accidental character. The lack of regularity in the geographical distribution of these cyclical crises points to other explanations than the meteorological influence on harvests, which of necessity would hit large areas simultaneously. The gradual disappearance of crises from the late 19th century onwards, coincides in time with the generally recognized advances in bacteriology and medicine, and leads Dupâquier to regard crisis-mortality as essentially epidemically based.

The tentative conclusion reached is one based on the macro-approach - demanding in effort, but bountiful in spoils. It follows that action hereafter ought to concentrate on the panorama of diseases, rather than on meteorology and economic progress.

PROBLEM 5 : MAY AN ANALYSIS OF THE DEATH-STRUCTURE IN AN
EPIDEMICALLY BASED CRISIS MAKE IT POSSIBLE TO SPECIFY THE
DISEASE IN QUESTION ?

The approach to the problem of inferring, from the dynamics of an epidemic crisis of unknown nature back to the specific disease causing it, is closely related to problem 3 discussed above. The need for specialized knowledge is much greater, however. The ordinary historian is trained to look for economic background material; he feels probably more at ease at this game than when operating disguised as a demographer. Donning the garb of a medical man as well may seem outrageously immodest. However, historians have enjoyed immensely the work they have felt able to do over the last few years, hand-led by the demographers. By stretching out the other hand to historico-geographical pathologists, possibly to epidemiologists (MacMahon and Pugh 1970), there may be more enjoyable work in store. "... much of the spade work is simply the gathering of precise facts ... much can be handled and made available by the geographically [and historically] minded worker with only limited time and average skill" (Stamp 1964).

Problem 5 cannot as yet be answered. Painstaking compilatory empiricism is on the agenda. This section of the report will be restricted to general aspects of the problem, and to summaries of the contributions to the conference on epidemic crises. A synthesis has not seemed

feasible, the reports being highly individualistic. The individual touch is inestimable, but unity of approach and method has proved beneficial to historical demographic work in general. Might it not also be fruitful in the future in this specific and new part of the field ?

The history of man is the history of man's diseases, according to one historico-geographical pathologist (Henschen 1966). Human disease as such has no existence outside of man - there is no disease to study, only sick people. Demographic factors are therefore intrinsically interwoven in the problem : which people suffer the disease ? Their general position in time (the historical aspect) and space (the geographical aspect) must be considered, as well as aspects like race, religion, culture, social status, and occupation. Hereditary, constitutional factors play their part, as well as exogenous pathogenetical conditions, such as the immediate physical surroundings (chemistry of earth, water, air), social surroundings (density of population, social and hygienic conditions), nourishment, prevailing epi- and en-demic diseases, body and application of medical knowledge, expectation of life at birth etc.

In recognition of the importance of climate upon health, the world has tentatively been divided into three main nosological areas (Sorre 1943-52) - the Atlantic, the Pacific and the Eurasian zones, each with sub-sectors. Diseases travel, however, and may reflect contact between areas. The diversity of man and his environment may some times result in different effects from the same causes. Meteorologists recognize the same background for a cold climate in the temperature zone as for a drought in the Mediterranean and African world (Poursin 1974). The same disease may likewise behave differently when transplanted, and is therefore not always easily recognizable. The concept of a microbial unification of the world is a very useful one (Le Roy Ladurie 1973). Cholera - until 1817 believed to deserve its epithet of asiatica, has since made several trips around the world. It stands out in Young's report on Australia in 1860-1914 that this continent, before the advent of European settlers, had been free of many of the diseases common in Europe, such as smallpox, whooping cough, measles, diphtheria, and typhoid. Gradually, however, Australia developed a disease-panorama similar to Europe. Dysentery, typhus, etc. were brought by the first settlers, the majority of whom were convicts with a background of gaols and crowded slums. As the population grew, diseases once introduced were able to maintain themselves without re-introduction - e.g. measles cannot survive in communities of less than 300,000-500,000 people - and less advantage was gained from the isolated position in distance and time from the source

of infection in other countries. Still, Australia had obvious advantages from having a widely dispersed population, unfavourable to the propagation of disease. Australia has been exempt from subsistence as well as epidemic crises. The heaviest mortality tolls were in 1866-67 and 1874-76, related to epidemics of scarlet fever, measles and whooping cough, but the intensity of the mortality did not reach crisis level, as defined by Hollingsworth, either on the continental or the colonial level, and the crude death-rates were 18.64 and 18.32 in 1866-67 and 16.07, 19.67 and 17.57 in 1874-76.

Disease is essentially of two kinds - infectious diseases, which are processes involving micro-organisms of various sorts as well as the macro-organism of man, and non-infectious diseases or dysfunctional states of physiological organs and systems of man. Either type may exhibit an excessive frequency and therefore be termed epidemic. This term, however, is in normal usage wrongly applied to infectious diseases, thus reflecting the excessive frequency of these diseases in the past. The panorama of diseases is never constant, either in time or in space. The receding prevalence of infectious diseases since the turn of the century has been effected by man, through progress in the field of bacteriology and through effective counter-measures on a mass scale. So great has progress in this field been, that the historico-geographical approach to pathology - the importance of which Hippocrates already indicated, and which was seriously undertaken at least from the 18th century - fell into desuetude and complete oblivion, after reaching a summit in August Hirsch's monumental work (Hirsch 1881-86). In spite of being bacteriologically out-dated, this work contains an incredible amount of information, so far unequalled. Two world-wars and the development of tropical medicine, however, have renewed interest in the field (Ackerknecht 1963, Henschen 1966).

Two years ago, Biraben (1973) already called for the establishment of a typology of the principal diseases of epidemic frequency in the past, which ought to contain for each disease a description of the symptoms and the terms used, the manner of contagion and propagation, the seasonal character - if any - and the duration, geographical extension and cyclical nature, information on morbidity, and mortality by age, sex, and residence (rural or urban). To this one may add: by social status and lethality. Biranen contributed himself information on plague, typhoid, smallpox, diphtheria, tuberculosis, measles, and whooping cough.

Which diseases are more important than others in creating *crises*? From Del Panta and Livi-Bacci we learn

that the *big* crises of epidemic character in Italy of 1600-1850 were caused by plague, typhus and typhoid - (listed together in recognition of the fact that their separate stories may be said to start with the bacteriological isolation of their respective pathogenic micro-organisms) - smallpox, influenza and cholera. Dysentery is not listed. Maybe its endemic character has made its epidemic ravages unworthy of notice, for "of dysentery it may be said, where man is found, there will some of its form appear" (Hirsch III, 196). In Scandinavia dysentery seems important; Imhof and Lindskog (1974) attach prime importance to dysentery in their full-view panorama of *all* diseases to be reported to the Swedish administration. Dysentery and typhus are the first epidemics that local authorities in Denmark-Norway were under an obligation to report (1782). A Swedish study of the period 1749-1830 (Engleson 1937) shows dysentery as endemic, causing occasional grave epidemics, and being responsible for 2-3 % of all deaths in general, and ten times the usual number during a crisis. 5-10 year-olds were the most vulnerable age-group, and August-September-October the normal season.

Malaria as a major epidemic killer belongs outside the nosological area referred to, but Fernando reports it from Sri Lanka. Starting in October 1934, it raged throughout 1935. Severe drought preceded the epidemic, causing the formation of isolated puddles of water in river-beds - ideal conditions for the breeding of malaria-mosquitoes. Delayed rains in October 1934, filled pits and pools, thus intensifying the growth and spread of mosquitoes. The population was undernourished and in a bad condition after the economic depression of 1930-34, and succumbed in enormous numbers. The crude death rate reached 36.6 per thousand. The infant mortality rate for the island was 263, but went up to 482 in the non-endemic district of Kegalle, and reached 716 in the endemic district of Kurunegala. The maternal mortality rate was 26.8 per 1000 live births.

Plague and influenza received the most attention in the reports to the conference - three reports deal with plague in Europe in the 17th and 18th century, and two with influenza in Asia and Africa in the 20th century.

A major killer and clearly recognizable, plague is likely to be diagnosed correctly and register in the historical sources. Infection arises through the bacillus *pasteurella pestis*, discovered in 1894, which in general is introduced into man's organism by the bite of the rat-flea. To the human flea has also been attributed the role of propagator (Biraben, cfr. Le Roy Ladurie 1973). It is actually not a human disease - man is only accidentally, but tragically

involved - and it is dependent on rats or a series of other animals as well as on fleas for its propagation, so that plague is difficult to observe accurately and is still enigmatic - e.g. the seasonal variations according to climate have not been explained satisfactorily. The plague in Smyrna in the 18th century abated in summer (Panzac 1973), whereas London in the 17th (Vilquin) and Hungary in the 18th century (Ila) were plague-ridden at that same season. Calming down and eventually disappearing from Europe in the course of the 18th century, plague has been on a renewed advance after 1900, being introduced into Australia for the first time in 1900-08 (Young). To-day it is found mostly in the tropics, not because it is a tropical disease, but because it is associated with low standards of living. The same fate, and for the same reason, has befallen others of the one-time epidemic and infectious scourges of Europe.

Vilquin studied the plague in London as viewed by a contemporary observer, the renowned John Graunt. Outstanding plague-years were 1592-93, 1603-11, 1625, 1636-48 and 1665. Contagion, in Graunt's view, was spread atmospherically rather than by contact. Other smaller epidemics of typhus, smallpox etc. were fore-runners. In spite of his desire to do so, Graunt felt unable to enunciate laws of the dynamics of plague. In rural areas, burial-figures might rise fivefold in times of plague, whereas in London they never even doubled - even so, mortality-crises were more murderous in London. No country seems to have been spared. Hardest and most abruptly hit were the Mediterranean countries. Graunt speculated on the spreading of plague through Europe.

Ila deals with the plague as experienced in the one-time Hungarian, now Czech, county of Gömör. Plague was heard of in 1576 and 1656, but better information is given on the plague in 1676-79 - from the mercenary troops of the border-fortress of Scendrö, it spread and possibly decimated the civilian population. The seat of plague was in the Balkans, nearer to Turkey, and the disease was imported by merchants. Royal decrees in 1678, 1716-20 and 1739-40 were issued with the object of stopping border traffic and arranging quarantine for people coming from suspected areas. Still the disease was introduced time and again. Possibly people were reluctant to give up going about their work, on which their lives depended. However, there are examples of whole families withdrawing into voluntary quarantine, with good results. Shepherds seem likewise to have been untouched when staying away from the villages. On the whole there was a great difference in mortality between densely populated and isolated areas. There was also a difference in intensity between the plague of 1709-10 and 1739-40, the two best-known crises. In Gömör, 27,827 people died of plague in 1709-10.

Some villages were completely deserted, in others the population was decimated at least. In 1710, the farmland was not cultivated. A survey, carried out by the administration in 1711 (lists for more than half of the villages are still intact), shows that in the valleys of Ratkő 68 % of the population died, in Murány 48 % of the children under 12 and 11.8 % of the heads of family died and in the valley of Csetnek, 80 %. The last figure is directly comparable to the ravages of 1739/40, on which less quantitative information exists, but which seems to have been less devastating. In Csetnek, 180 people died, or 1/8 of the number of victims in 1710. The extreme contagiousness of the disease is stressed; quite healthy people died in a couple of hours.

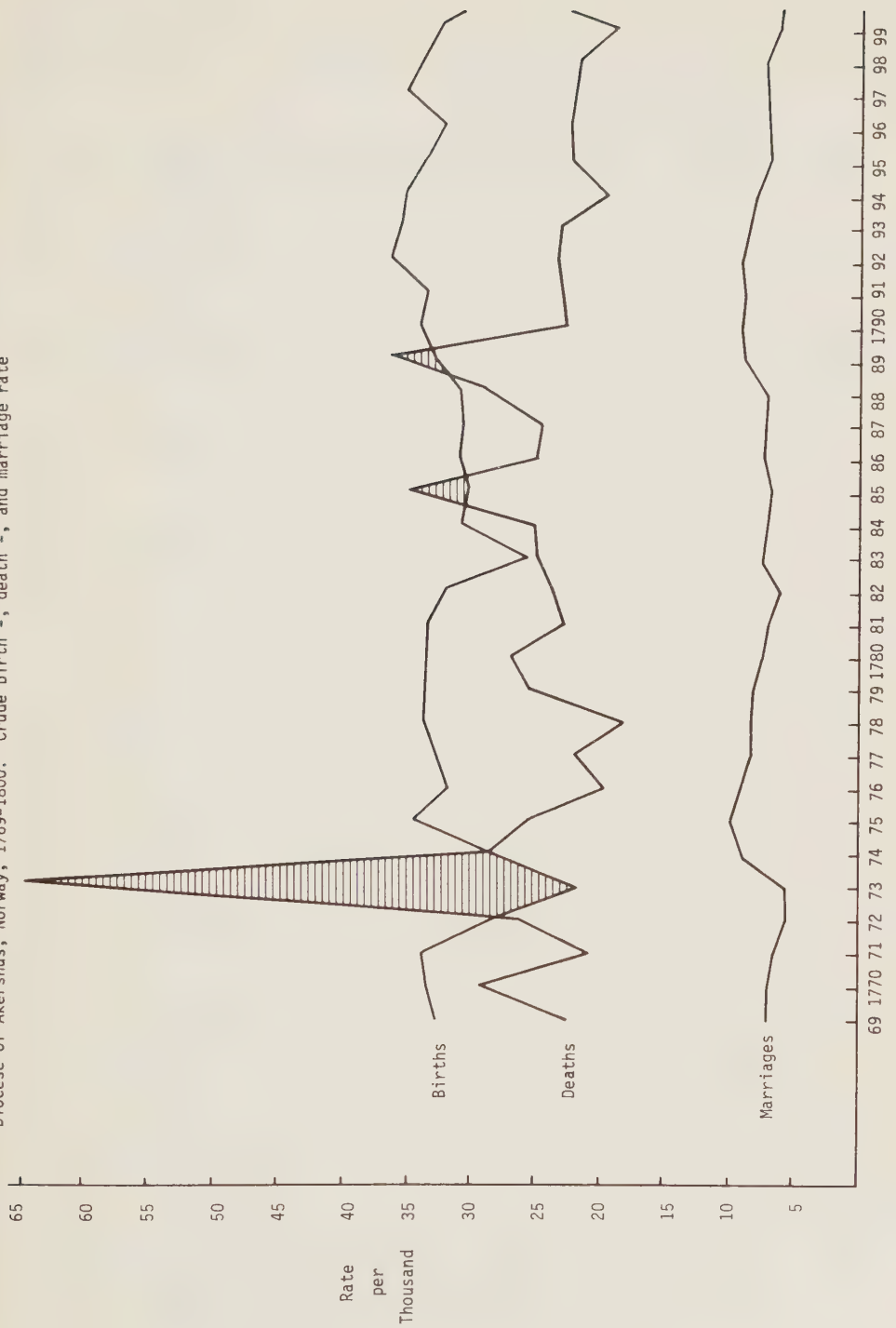
Corsini and Delille discuss the plague of 1656 in the diocese of Salerno, Italy. The paper is based on a nominative study of 3 rural and 2 urban parishes, and is part of a larger project, treating all of the 150 parishes of the diocese. Sources are : annual lists of communicants (status animarum); parish registers; and lists of absentees; all are complete from about 1600-30. The plague raging between Easter 1656 and Easter 1657 seems to have caused directly the death of 23.3 % of the population. The population total, however, was reduced by 48.9 %, and this was partly caused by out-migration to les Pouilles and Naples. Some also may have been dead but not registered. 29.2 % of the population present in 1656 were not to be found, either in the lists of deaths or in 1657. Rigorous nominative control shows that in the majority of cases the missing people were family-groups, either still intact or stricken by plague, and out-migrating. These out-migrants were compensated for by 18.8 % newcomers in 1657 - from les Pouilles and Naples. Conclusion drawn : not only did the plague have important consequences for the population structure, but it also served as an accelerator for the geographical mobility. Demographic and socio-economic characteristics of the newcomers are focussed upon, and raise new problems : do they just represent replacement or do they assume a different role ? What demographic consequences can be traced in the years following the plague ? Out-migrants show a strong proportion of young people, especially girls. Urban parishes show greater mortality than rural. Females show greater mortality than males, especially between ages 10-40.

Influence is dealt with in two reports, on the same pandemic. The simultaneous pandemic character of influenza - more accentuated even than plague and cholera, and lending it a certain meteorological character of behaviour - of which its very name is reminiscent (influence of the stars) - is here illustrated by its appearance in 1918 in South

Africa (van Eeden) and in Sri Lanka (1918-19) (Fernando). The gravity of the epidemic in South Africa led the administration to collect data for the whole population by a survey whereas registration of demographic data had only been regular for Whites after 1910, and was not to be started for Coloureds until 1937-38. It is generally known that this epidemic is the worst influenza-epidemic in history, with a morbidity of 15-50 % of the population in different countries, and killing about 20 million people at together. Various complications accompanied it - in Sri Lanka pneumonia and pyrexia. The disease is caused by a virus, but no immunity is acquired. The disease appears abruptly, and when gone is easily forgotten - the disease is, therefore, repeatedly reported as a new disease, carrying new names, often according to where it is believed to stem from. In Sri Lanka, it started in the third quarter of 1918 and lasted a year, causing the highest crude mortality rate of the island in the 20th century - 37.6 % per thousand, with female deaths exceeding male deaths, which is rare.

In order to fix the ideas and illustrate the different types of crises, they are shown graphically below, using an example drawn from Norwegian material. According to theory, the year 1773 in the diocese of Akershus, Norway, was either a subsistence or a combined crisis. The years 1785 and 1789 would be epidemic crises. The years 1800, 1783 and possibly 1770 are years of crises that failed to materialize.

Diocese of Åkershus, Norway, 1769-1800. Crude birth -, death -, and marriage rate



REFERENCES

- Ackerknecht, Erwin H., *Geschichte und Geographie der wichtigsten Krankheiten*, Stuttgart 1963.
- Appleby, Andrew B., "Disease or Famine ? Mortality in Cumberland and Westmoreland 1580-1640", *Ec. Hist. Rev.* 2nd Ser., XXVI, 3, 1973, 403-432.
- Biraben, J.N., "Aspects médicaux et biologiques de la démographie historique", *IUSSP. International Population Conference*, Liège 1973, II, 9-22.
- Chaunu, Pierre, *La Civilisation de l'Europe Classique*, Paris 1966.
- Chaunu, Pierre, *La civilisation de l'Europe des Lumières*, Paris 1971.
- Dontenwill, Serge, "Les crises démographiques à Charlieu et dans la campagne environnante de 1690 à 1720", *Cahiers d'histoire*, Lyon 1972, 113-140.
- Dupâquier, Jacques, "De l'animal à l'homme : le mécanisme autorégulateur des populations traditionnelles", Editions de l'Institut de Sociologie, Université libre de Bruxelles, 1972, 2.
- Engleson, Hugo, "Dysenteristudien", *Acta Medica Scandinavica*, Supplementum LXXXIII, Lund 1937.
- Goubert, Pierre, "Une richesse historique : les registres paroissiaux", *Annales ESC* 1954, 83-93.
- Goubert, Pierre, *Beauvais et le Beauvaisis de 1600 à 1730*, Paris 1961, The section on demography reprinted as *Cent mille provinciaux au XVIIe siècle*, Paris 1968.
- Goubert, Pierre, "La mortalité en France sous l'Ancien Régime. Problèmes et hypothèses", *Actes du colloque international de démographie historique*, Liège 1965, 79-92.
- Goubert, Pierre, "Historical demography and the reinterpretation of early modern French history : A research review", *Journ. Interdisc. Hist.* I, 1970-71, 37-48
- Goubert, Pierre, Livre premier in Fernand Braudel-Ernest Labrousse (eds.), *Histoire économique et sociale de la France*, II, 9-86, Paris 1970.
- Hajnal, John, "European Marriage Patterns in Perspective", D.V. Glass and D.E.C. Eversley, *Population in history*, London 1965, 101-143.
- Henschen, Folke, "Grundzüge einer historischen und geographischen pathologie", Wilhelm Doerr and Erwin Uehlinger (eds.), *Spezielle pathologische Anatomie. Ein Lehr- und Nachschlagewerk*, Band 5, Berlin-Heidelberg-New York 1966.

- Hirsch, August, *Handbuch der historisch-geographischen Pathologie* I-III, Stuttgart 1881-86. English version London 1883-86.
- Imhof, Arthur B., and Lindskog, Bengt I., "Les causes de mortalité en Suède et en Finlande entre 1749 et 1773", *Annales ESC*, 1974, 913-33.
- Lebrun, François, "Une grande épidémie en France au XVIIIe siècle. La dysenterie de 1779", *Hommage à Marcel Reinhard. Sur la population française au XVIIIe et XIXe siècles*, Paris 1973, 403-15.
- Lebrun, François, *Les hommes et la mort en Anjou aux 17e et 18e siècles*, Paris-La Haye 1971.
- Le Roy Ladurie, Emmanuel, "L'aménorrhée de famine (XVIIe-XXe siècles)", *Annales ESC* 1969, 1589-1601.
- Le Roy Ladurie, Emmanuel, "Un concept : L'unification microbienne du monde (XIVe - XVIIe siècles)", *Revue suisse d'histoire*, 23, 1973, 627-696.
- MacMahon, Brian, and Pugh, Thomas F., *Epidemiology. Principles and Methods*, Boston 1970.
- Meuvret, Jean, "Les crises de subsistances et la démographie de la France d'Ancien Régime", *Population* I, 1946, 643-50.
- Meuvret, Jean, "Réflexions d'un historien sur les crises démographiques aiguës avant le XVIIIe siècle", *Actes du colloque international de démographie historique. Liège 18-20 avril 1963*, Liège 1965, 93-97.
- Meuvret, Jean, "Demographic crisis in France from the sixteenth to the eighteenth century", D.V. Glass and D.E.C. Eversley (eds.), *Population in History*, London 1965, 507-522.
- Panzac, Daniel, "La peste à Smyrne au XVIIIe siècle", *Annales ESC*, 1973, 4, 1071-93.
- Poursin, Guy, "A propos des oscillations climatiques : la sécheresse au Sahel", *Annales ESC* 1974, 3, 640-647.
- Sorre, M., *Les fondements de la géographie humaine*, I-III, Paris 1943-52.
- Stamp, Dudley L., *Some aspects of medical geography*, London 1964.
- Young, Vernon R., and Scrimshaw, Nevin S., "The physiology of starvation", *Scientific American* 225, 4, 1971, 14-21.

II. COMMENTAIRE

Jacques DUPÂQUIER

Laboratoire de démographie historique,
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales,
Paris

Je tiens d'abord à faire remarquer qu'une crise ne peut se définir par l'excédent des décès sur les naissances. Sinon, on trouvera trop de crises dans les populations décroissantes, et pas assez dans les populations croissantes.

D'autre part, certaines circonstances peuvent provoquer une diminution du nombre des naissances - et aussi du nombre des mariages - sans augmentation du nombre des décès. C'est ce qu'on observe, par exemple, sur le graphique présenté par madame Sögner, pour l'année 1683. Qu'on puisse parler à cette occasion de crise démographique est fort concevable, mais nous sortons alors de notre sujet, qui porte sur les crises de mortalité.

Deuxième réflexion : le terme de crise de mortalité lui-même est critiquable, car il implique que la mortalité résulte d'un déséquilibre interne, d'une cause purement endogène. En principe, les poussées de mortalité résultant d'une cause externe, exogène, ne devraient pas être qualifiées de crises. Par exemple, qui songerait à parler de crise de mortalité à propos du tremblement de terre de Tokyo en 1923 ?

Mieux vaudrait donc parler de grandes mortalités, ou de mortalités exceptionnelles que de crises de mortalité. Si l'on s'en tenait au sens strict du terme "crise", il faudrait éliminer les mortalités provoquées par une guerre ou une mauvaise récolte, et ne retenir que les crises d'origine historique, provoquées par le dérèglement des sociétés elles-mêmes. A la limite, on risquerait de vider presque entièrement le sujet de son contenu.

Troisième réflexion : la théorie classique des crises de subsistances, telle qu'elle a été exposée par

Jean Meuvret dans son célèbre article de *Population*, en 1946, n'est pas dépourvue d'ambiguïté. Pour lui, la cause de la crise est exogène : c'est un accident météorologique qui provoque une mauvaise récolte, celle-ci la cherté, celle-ci la disette, celle-ci la poussée de mortalité. Or le calcul montre que des crises de périodicité et d'intensité aléatoires ne peuvent assurer la régulation du niveau des populations. Celles-ci finissent par s'éteindre si les crises sont trop dures et trop fréquentes, ou par exploser si elles sont rares ou trop faibles.

C'est pourquoi un certain nombre d'historiens - et moi tout le premier, qui fais ici mon autocritique - ont été tentés d'établir un lien entre crises de subsistances et niveau de la population, en introduisant la notion de surpression démographique. C'était réintroduire les causes endogènes, et tenter d'expliquer l'autorégulation des populations anciennes. Malheureusement, ce schéma ne correspond pas aux réalités démographiques : les grandes mortalités surviennent aussi bien en période d'étiage qu'en période de crue. D'autre part, - et j'anticipe ici un peu sur le rapport du Dr Biraben - elles provoquent souvent un rajeunissement de la population et un remplacement accéléré des ménages, si bien que la pression démographique ne diminue que très temporairement.

Quatrième réflexion : il me semble difficile d'admettre qu'une chute des conceptions et des mariages puisse constituer un critère pour distinguer une crise mixte d'une crise épidémique. Toute crise de mortalité, quels qu'en soient la nature et le mécanisme est susceptible de provoquer un recul du nombre des mariages et des naissances. L'aménorrhée de famine semble avoir été un phénomène tout à fait exceptionnel, mais il faut tenir compte de la mortalité intra-utérine.

Cinquième réflexion : il n'est pas certain du tout que la sous-alimentation crée automatiquement un terrain favorable à la propagation de toutes les maladies. Il faudrait distinguer, comme l'a fait Andrew Appelby dans son remarquable article sur "Nutrition et maladies à Londres de 1550 à 1750". Dans les paroisses françaises étudiées, l'épidémie précède souvent la cherté. Si la crise contribue à propager les épidémies, c'est surtout parce qu'elle jette sur les routes des milliers de misérables en quête de secours. Comme l'écrit T. Chaunu, "la prophylaxie de l'Ancien Régime, c'est le cloisonnement".

Sixième réflexion : la notion d'année-récolte, dans ces conditions, me semble tout à fait dépourvue d'intérêt. Qu'on se reporte plus tôt au graphique de Marcel Lachiver sur la population de Meulan. Certaines crises apparaissent mieux dans le cadre de l'année-récolte, d'autres mieux dans

le cadre de l'année civile. Il en serait de même pour tout autre cadre chronologique, tel que l'année universitaire ou l'année liturgique. En vérité, la coupure la plus adéquate serait celle qui séparerait saison chaude et saison froide, mais on perdrait son temps à essayer de définir une coupure idéale. Je crois que, faute de mieux, il faut s'en tenir à l'année civile qui a le mérite de rendre comparables toutes les statistiques existantes.

Septième et dernière réflexion : le succès de la théorie de Jean Meuvret, amplifié par le talent de Pierre Goubert, a entraîné certains épigones à des outrances inadmissibles. Par exemple, Alain Croix, qui a établi de belles statistiques pour les paroisses du Pays nantais au XVI^e siècle, prétend reconnaître des crises de subsistances pour une période où il ne dispose, ni du mouvement des prix, ni même de la statistique des décès, mais seulement de celle des naissances ! En fait, si l'on applique aux grandes mortalités connues les huit critères d'Andrew Appleby - en particulier montée dramatique de la mortalité, apparition concomitante de ce phénomène dans les paroisses voisines, certitude qu'il n'y a pas eu épidémie, corrélation entre prix et mortalité, et j'en ajouterai une neuvième : inscription du phénomène dans le cadre de l'année-récolte, - on ne trouve dans notre Ancien Régime pas un seul exemple de grande mortalité provoquée seulement par les subsistances.

Dans le Bassin parisien, région particulièrement sensible aux crises, au cours de la période 1681-1720, avec trois crises typiques - 1693-94, 1709-10 et 1719-20 -, on voit que certaines paroisses échappent aux crises, même en 1693-94. Mais, ce qui me semble le plus important, c'est que ces crises ne surviennent pas brusquement; elles sont annoncées par des mortalités isolées, de plus en plus fréquentes, ce qui exclut l'hypothèse de l'accident météorologique. Prenons l'exemple de la grande mortalité de 1693-94, qui a longtemps passé pour le meilleur exemple d'une crise de subsistances à l'état pur. On voit que 10 paroisses (sur 41) sont touchées dès 1690 : 15 (sur 43) en 1691; 12 en 1692; 22 en 1693 et 36 en 1694 (toujours sur 43). L'influence de la crise de subsistances consécutive à la mauvaise récolte de 1693 n'est pas niable, mais cette crise survient sur un fond épidémique; donnant à la mortalité un caractère dramatique, on peut lui attribuer un rôle aggravant, mais sans doute pas déterminant.

De même, la crise de 1709-1710 se développe bien avant le "Grand Hyver". Moins terrible que la précédente, elle est suivie d'une moindre rémission.

Quant à la périodicité des crises, elle semble liée à un cycle immunologique.

En conclusion, je propose qu'à côté de la classification traditionnelle des mortalités - famine, guerre, épidémie, les trois fléaux de l'Apocalypse - on prête attention aux types suivants, qui me semblent de loin les plus fréquents :

- guerre accompagnée d'épidémies;
- épidémie aggravée par une crise de subsistances;
- guerre, épidémie et crise de subsistances intimement liées par un processus dialectique.

III. DISCUSSIONS

A. DAS GUPTA : Il s'agit ici d'une réunion exploratoire; peut-être, à la fin de nos délibérations pourrions-nous dresser l'inventaire des problèmes et des thèmes de recherche. Pour l'instant, ce que l'on constate, c'est que les thèmes des trois sessions se chevauchent : il est difficile de discuter du mécanisme des crises sans s'occuper de leur périodicité ou de leur intensité, dont on a parlé ce matin, ni de leurs conséquences démographiques, dont on parlera demain. Il me semble qu'il y a deux grands secteurs : l'un que j'appellerai quantitatif, et l'autre descriptif. Je pense qu'on pourrait trouver au moins les composantes quantitatives. Pour comprendre les mécanismes, il faut croiser les paramètres temps, espace, intensité; cette démarche doit être à la fois qualitative et quantitative.

L. DEL PANTA : Je voudrais faire une remarque sur la nature des sources utilisée en Italie pour reconnaître la nature des crises : nous disposons seulement de statistiques de décès et nous n'avons pas eu le temps de recueillir, pour l'ensemble du territoire italien, celles des baptêmes et des mariages. Il a donc fallu se rabattre sur les chroniqueurs qui ne sont pas faciles à interpréter. Peut-être n'avaient-ils pas eux-mêmes claire conscience de la nature des maladies dont ils parlaient; ils utilisaient des termes qui ne correspondent pas à ceux de la médecine moderne; en outre, il faut se méfier de leurs indications quantitatives; par exemple, on trouve chez les chroniqueurs italiens du XVIII^e siècle, mention d'épidémies de variole presque chaque année; cela peut signifier qu'il n'y a pas

de grandes épidémies : la peste a disparu, le typhus est moins répandu. Il en va de même pour les famines : on trouve trop fréquemment mention de disettes. Il nous faudrait d'autres séries chiffrées.

D.F.S. FERNANDO : La statistique des mariages de Ceylan est imparfaite; lors du recensement de 1971, on a estimé que seulement 84 % des mariages avaient été enregistrés. Toutefois, on constate que les années de crise - 1919 et 1935 - ont été marquées par une forte baisse des mariages enregistrés. De même en 1889.

M. LIVI-BACCI : Quelques mots sur les problèmes posés par la nature des crises, et en particulier par la poussée de la variole au XVIIIe siècle après la disparition de la peste, du moins en Italie. Nous pensons - et nous sollicitons ici l'avis des participants - que cette poussée pourrait être liée à la diffusion de l'innoculation, spécialement dans les hautes classes de la société. L'innoculation provoque une forme atténuée de la maladie; si les personnes inoculées ne sont pas isolées, elles peuvent devenir des vecteurs de la maladie, parfois sous une forme affaiblie, parfois sous une forme aigüe. C'est une question que je pose spécialement au Dr Biraben.

Un autre problème est celui de la nature du typhus, qui a été sans doute en Italie une très importante cause de crise, plus importante même que la peste, si l'on en juge par le total des décès. On le trouve en 1648-49 et 1817-19 dans presque toute la péninsule; il faut le mettre alors en rapport avec la disette et la malnutrition. On note aussi au XIXe siècle une transformation de la maladie, qui, d'exanthématique, devient abdominale. Peut-on relier ce fait aux problèmes de l'alimentation des villes en eau potable ? Cette diffusion du typhus serait alors due à la centralisation du système de distribution d'eau.

A. DAS GUPTA : Je voudrais faire quelques remarques à propos de ce que vient de dire M. Livi-Bacchi.

Premièrement, il faudrait associer des épidémiologistes à ce genre de recension.

Deuxièmement, j'ignore à partir de quel moment le typhus et des maladies de ce genre ont été bien diagnostiqués. La nomenclature des maladies peut différer sensiblement dans le temps et dans l'espace. Ainsi, en Inde, 50 % des décès sont classés comme fièvres.

Troisièmement, il me semble y avoir un lien entre les

crises et le sous-enregistrement : nous avons vu en Inde pendant les deux dernières guerres que le système se dégradait au moment où la mortalité augmentait.

L. HENRY : Je dois avouer, mes chers collègues, qu'il y a plus de vingt ans que j'ai été confronté à des problèmes de crise à l'époque où M. Meuvret et M. Goubert publiaient. Je n'ai jamais vraiment été très satisfait par la manière dont la théorie des crises était présentée. J'ai eu l'impression que les auteurs cherchaient à présenter une théorie générale, sans se poser suffisamment de questions concrètes. Je pense essentiellement aux problèmes biologiques et médicaux. Je profite de la présence de médecins dans cette assistance pour poser publiquement quelques questions.

Première question : meurt-on différemment de faim ou de maladie ? Je pense que la différence de mouvements saisonniers entre une année normale et une année comme 1694 permet de répondre oui. Mais je voudrais tout de même avoir également l'avis des médecins.

Deuxième question : la disette aggrave-t-elle le risque de mort par maladie ? D'une manière générale, on répond oui, mais je ne suis pas sûr que cette réponse soit toujours fondée, ni surtout qu'elle soit bonne pour toutes les maladies. Donc, si la disette aggrave le risque de mort par maladie, il faut savoir pour lesquelles.

Ma troisième question porte sur le point de savoir quel est l'effet de la disette sur la physiologie de la reproduction. C'est un point qui n'est pas toujours oublié, mais j'aurais aimé qu'ici même, on rappelle ce qui a été observé pendant la dernière guerre (Hollande, Leningrad).

Quatrième question ; quel est l'effet de certaines maladies sur la fécondité ? Nous connaissons le cas de la grippe, dont les épidémies sont suivies d'une baisse de la natalité neuf mois plus tard. Je ne sais pas si le mécanisme est élucidé, mais on peut se poser la même question pour les maladies du passé : on peut avoir des baisses de conception, sans qu'il y ait de crises de subsistances.

Enfin, une question sur le graphique présenté par M. Dupâquier : on y voit que la crise de 1693-94 est survenue après des années de fortes mortalités, mais celles-ci sont-elles dues uniquement à des épidémies, (en ce cas, je ne vois pas de lien avec la mauvaise récolte de 1693) ou y a-t-il succession de mauvaises récoltes ayant pu conduire à des résultats catastrophiques ?

J.N. BIRABEN : Même les médecins ne sont pas toujours sûrs de ce qu'ils savent !

Quelques mots d'abord sur la définition de la crise : on aurait pu insister davantage sur la distinction entre crises où la récupération reste possible et celles où elle ne l'est pas, comme l'a proposé M. Livi-Bacci. Il a évoqué la récupération d'une génération, mais le problème se pose aussi pour l'ensemble de la population et pour plusieurs générations successives. Je pense en particulier à la grande mortalité d'Islande, qui a fait disparaître le tiers de la population. Dans ce cas précis, il a fallu attendre 50 ans pour que l'Islande retrouve sa population initiale. Dans le cas de la Lithuanie mineure où se sont conjuguées en 1709-1710 une épidémie de variole, une peste et une famine, la moitié de la population a disparu, et la récupération n'a pu se faire que par immigration d'Allemands et de Salzbourgeois. Il y a donc là une question de dimension de la crise : on atteint, avec la formule de Jacques Dupâquier, des chiffres fantastiques.

Ce dernier pense que le phénomène de l'immunité joue un rôle très important dans la périodicité des crises. C'est probable pour certaines maladies : la variole et peut-être la rougeole. Dans le cas de la variole, il s'agit d'un gros virus, très instable, qui mute 3 à 5 fois par siècle, donnant alors une épidémie très violente, qui peut emporter des personnes antérieurement immunisées, par exemple en 1870-1871.

La périodicité d'autres maladies paraît liée à d'autres causes. C'est le cas de la diphtérie, dont le cycle suit celui des taches solaires de si près qu'on ne peut écarter l'idée d'un lien indirect. Ici, l'immunisation ne joue pas tellement. Quant au typhus, c'est une maladie transmise par les poux, donc une maladie de gens vêtus et couverts : une maladie d'hiver. Il est probable aussi que les habitudes sociales favorisent ou non la propagation des poux.

La typhoïde est essentiellement liée à l'alimentation et à l'eau : les aliments qui peuvent être conservés à l'air sont susceptibles d'être contaminés par les mouches. Il en va de même pour la dysenterie.

Pour la peste, il y a un cycle d'environ 11 ans, cycle tellement net, surtout au Proche-Orient, qu'on ne peut s'empêcher de faire un rapprochement avec le cycle solaire, mais il n'y a pas de coïncidence immédiate avec les taches solaires. Autrement dit, les pestes sont soumises à d'autres facteurs qui permettent leur éclosion et leur diffusion, celle-ci étant due aux puces et aux rats.

Donc, chaque maladie doit être envisagée de façon par-

ticulière, et l'immunisation doit jouer peu dans l'ensemble. Il y a même des cas particuliers - comme la peste - où l'on ne sait pas pourquoi l'épidémie s'arrête.

Madame Sögnér a suggéré qu'on pourrait essayer de définir une typologie démographique des causes de décès. C'est une idée intéressante, mais difficile à mettre en oeuvre, car nous connaissons mal les causes de décès anciennes : il faudrait des statistiques comparatives. Toutefois, pour certaines maladies, on sait qu'elles touchent plus spécialement tel âge, tel sexe ou qu'elles frappent en telle saison. Ainsi, on pourrait parfois identifier la cause principale de la crise.

En ce qui concerne les rapports entre disette et physiologie de la reproduction, il me semble bien difficile de savoir comment les choses se passaient dans l'intimité. Il doit y avoir interaction de plusieurs facteurs dont l'aménorrhée de famine, réelle mais exceptionnelle; le plus probable est qu'une simple disette amène les individus à être préoccupés par autre chose que leur amour conjugal : les rapports doivent être plus espacés en moyenne.

Au sujet de l'effet des maladies sur la fécondité, nous savons que la grippe amène une stérilisation temporaire chez les hommes : lorsque la fièvre se maintient 2 ou 3 jours à plus de 40°, cela suffit à arrêter la spermatogénèse, ou plutôt à la faire dévier et à produire des spermatozoïdes immatures et inféconds pendant plusieurs semaines.

Pour les maladies stérilisantes, je n'en vois pas beaucoup : il y a surtout la gonocoxie, maladie bénigne chez la femme, pénible chez l'homme, mais en tout cas stérilisante. C'est elle qui explique la stérilité de certaines populations en Afrique centrale.

A. HAYAMI : Je voudrais poser une question à J. Dupâquier et présenter quelques observations que j'ai faites au Japon.

Ma question se rapporte au nombre normal de décès représenté par la lettre M dans la formule de J. Dupâquier. Je crois que celui-ci devrait se limiter aux quatre années antérieures. Lors d'une épidémie, un grand nombre de personnes âgées et d'enfants meurent mais après la crise, le taux de mortalité peut baisser. Notre groupe de recherche a calculé des taux de mortalité à l'aide des registres de Takayama qui sont nos meilleurs. Il a établi les taux de mortalité des plus de un an de 1773 à 1871. Pendant cette période, il y eut une crise de mortalité en 1838 : le taux a atteint 118 pour 1.000. En 1837, le taux était de 38 pour 1.000 et en 1839, de 40 pour 1.000. En temps normal, le taux est de 37 pour 1.000. Dans les

quatre années qui ont suivi la crise, ce taux est tombé à 24. Entre 1836 et 1838, notre échantillon de Takayama est passé de 7.700 à 6.600 personnes. Tout dépend naturellement de la nature de l'épidémie. Par exemple, lorsqu'intervient une maladie susceptible d'immunisation, comme la variole, la mortalité atteint les enfants puisqu'ils y sont exposés pour la première fois. Pour cette raison, la mortalité après une épidémie de ce genre risque d'être plus élevée que celle qui suit une contagion ayant frappé aussi les adultes. C'est ce qui arrive après une grippe.

En somme, il me semble qu'il faudrait tenir compte de ces variations différentielles des types d'épidémies lors de l'élaboration d'un indice. Je pense que J. Dupâquier pourrait faire appel à des spécialistes de l'histoire de la médecine et à des médecins comme l'a suggéré M. Das Gupta. Sinon, je crains que l'indice¹ n'introduise un biais en sous-estimant le niveau normal de mortalité et par conséquent en détectant plus de crises qu'il n'y en a.

J. DUPAQUIER : En réponse à M. Hayami, je voudrais dire qu'il y a deux points à ne pas confondre : d'une part, j'ai fait une proposition pour définir un indice de mortalité, purement technique, qui ne préjuge pas de l'origine ni de la nature de la mortalité. Il n'est pas fondé sur des taux, mais sur le nombre réel des décès.

Une seconde interrogation nous conduit à chercher la nature des grandes mortalités. Ici, je réponds à M. Henry qui demande s'il n'y a pas eu de mauvaises récoltes dans les années qui ont précédé 1693 : en fait, le prix du blé était très bas en 1690 et 1691, au moment même où le nombre des paroisses atteintes par la mortalité commençait à augmenter sérieusement. Le bas prix du blé indique assurément que les récoltes n'étaient pas mauvaises, alors que le nombre de décès s'élevait. C'est pourquoi, je pense que la crise de subsistances de 1693-1694 est survenue sur un fond épidémique.

L. MADAI : Je voudrais faire deux remarques; la première, sur les rapports entre disette et épidémie. En 1870-1871, la production alimentaire de la France a baissé de 50 %, ce qui fait supposer que la population a pu être sous-alimentée au moment où éclatait l'épidémie de dysenterie. On pourrait faire la même observation pour la Hongrie de 1870 à 1878.

¹ M. Hayami critique ici l'indice calculé dans la première version (non publiée) du texte de J. Dupâquier, où la moyenne était calculée sur 5 années antérieures et 5 années postérieures à la crise.

Ma seconde remarque rappellera le contenu d'une communication présentée en 1875 par Charles Keleti qui était président de l'Office Central de la Statistique de Budapest. En 1866, le choléra s'abattit sur l'Autriche et sur l'Allemagne au cours du conflit austro-prussien. Les provinces occidentales de la Hongrie furent aussi très atteintes. Or, six années plus tard, une nouvelle épidémie de choléra atteignit la Hongrie. Etudiant les taux bruts de mortalité de 1872 et 1873, Keleti constata qu'il étaient beaucoup plus faibles dans l'ouest du pays que dans les six provinces orientales. Il en tira la conclusion que la portion de population déjà éprouvée en 1866 avait acquis une certaine immunité. A vrai dire, il faut reconnaître que ce n'est pas une conclusion très acceptable du point de vue médical.

A. HAYAMI : Les chutes de population résultant des famines et des épidémies étaient fréquentes dans le passé. Cependant, au niveau des individus, elles restaient un événement peu fréquent. C'est pourquoi, on ne peut se fier aux sources narratives pour émettre des conclusions indiscutables. Ainsi, l'une des pires crises de mortalité du Japon s'est produite dans les années 1780. Lorsqu'on examine les chroniques de ces dures années, on est frappé par la contradiction entre narrateurs : pour les uns, les registres de décès se gonflent démesurément à cause de la famine, pour les autres, rien ne se passe. Tel narrateur, impressionné par quelques cas isolés, noircit exagérément la situation tandis que tel administrateur minimise la gravité de la crise, par crainte d'être réprimandé par le gouvernement central. Heureusement, nous possédons d'excellentes données pour quelques petites villes et quelques villages. Il devient ainsi possible de pratiquer une analyse de la mortalité par âge, par classe, etc. Nous possédons par exemple des taux fiables pour une partie du nord du Japon concernant une population de près de 100.000 habitants. Il a été possible d'établir que les taux de mortalité de la crise des années 1780 atteignirent environ 80 pour 1.000. De mauvaises récoltes, liées à des variations climatiques, semblent à l'origine de ces difficultés. Ce serait une crise de premier type suivant la définition de Mme Sögner. C'est au cours de cette crise que le nord-est du Japon a atteint son point de population le plus bas pour ensuite croître régulièrement.

A la suite de la crise de 1838, la population de l'ouest du Japon a chuté pendant trois ans. La baisse a été particulièrement ressentie dans les villes (10 à 30 % de régression). Il s'agirait d'une crise de type III (selon Mme Sögner), épidémie de nature encore mal définie mais

qu'il sera possible de mieux cerner par l'utilisation de sources permettant une analyse par âge, etc. Je publierai prochainement un article en langue européenne sur ce sujet.

J.P. BARDET : Je voudrais dire quelques mots sur la crise de 1693-1694 à Rouen. Je l'ai étudiée d'un point de vue différentiel et les résultats que j'ai obtenus me semblent confirmer ce qu'a indiqué J. Dupâquier : crise épidémique, ou plutôt crise épidémique et crise de subsistances emboîtées. Pour mener cette analyse, j'ai regroupé les données paroissiales en trois échantillons : le premier contient les paroisses orientales de la ville qui constituaient un quartier ouvrier très pauvre; le second accueille les paroisses centrales qui étaient globalement et massivement riches; le troisième groupe réunit des paroisses septentrionales à caractère social mixte, puisqu'elles abritaient des officiers et des artisans. Or, j'ai constaté que cette crise de 1693-1694 a atteint toutes les paroisses : de façon dramatique les paroisses pauvres; de manière très grave les unités riches et mixtes.

Mais la chronologie de la crise n'était pas la même suivant les types de paroisse. Dans les paroisses pauvres, la crise culmine en hiver, en janvier 1694, et connaît deux maxima secondaires aux mois de juillet de 1693 et de 1694. Dans les autres paroisses, la crise culmine aux mois de juillet de 1693 et de 1694 et connaît un maximum secondaire en janvier.

Par ailleurs, la chute des conceptions a lieu selon trois modalités très nettes : très forte dans les paroisses pauvres, forte dans les paroisses mixtes, relativement faible dans les paroisses riches.

Quel est l'âge des gens qui meurent ? En janvier, majoritairement des vieillards et des enfants; en juillet, beaucoup plus d'adultes.

Les sources qualitatives concernant ces accidents sont peu nombreuses; certaines chroniques évoquent la faim, d'autres les maladies. Ces dernières sont mal précisées. Des deux mentions explicites, l'une se rapporte à une décision de chasser les ruraux réfugiés dans la ville car ils propageaient des maladies; la seconde évoque la mort des pensionnaires de l'Hôpital à la suite d'un flux de sang.

Est-il imprudent d'envisager l'emboîtement de deux crises (la sous-alimentation aggravant l'épidémie)? A vrai dire, je souhaiterais être éclairé sur la nature de cette épidémie. Elle semble, en tout cas, avoir précédé la faim.

G. CABOURDIN : Une remarque annexe, plus économique que démographique : bas prix des grains ne signifie pas nécessairement production prospère; il est fonction, non seulement de la production, mais de la vigueur ou de la faiblesse de la demande, faute de moyens de paiement. D'autre part, la consommation n'est pas uniquement fondée sur les céréales, mais aussi sur d'autres ressources, telles que les légumes et les fruits, dont on faisait une grande consommation sous forme séchée. Au total, le prix très élevé du blé ne signifie pas nécessairement la faim. Je dis ceci pour réagir contre une sorte de "cérééalimanie" de l'historiographie française.

FIN DE LA SEANCE

3e SEANCE

I. RAPPORT

LES CONSEQUENCES DEMOGRAPHIQUES DES CRISES DE MORTALITE

Jean-Noël BIRABEN

Institut National d'Etudes
Démographiques, Paris

Les crises de mortalité peuvent avoir des conséquences sur toutes les variables démographiques qui caractérisent une population. Nous nous proposons d'envisager ici les principales qui sont relatives d'une part à l'état de la population : nombre d'habitants, structure par âge et par sexe, de l'autre, aux mouvements : fécondité, nuptialité, mortalité et migrations.

Bien que défini très clairement, il est rapidement apparu qu'un tel sujet est très difficile à délimiter avec précision.

Les conséquences démographiques des crises de mortalité sont en effet liées à la cause, à la répétition, à la gravité et à l'extension des crises. Il en résulte que notre rapport va nécessairement déborder sur les autres rapports qui étudient précisément la nature, la mesure de l'intensité, la chronologie et l'étendue géographique des crises.

Plus grave est le fait que non seulement les techniques de mesure utilisées par les auteurs sont très différentes les unes des autres, mais la méthodologie même, employée pour aborder le sujet est tellement variée, qu'il est difficile de lier entre elles des communications si disparates. Ainsi, nous avons dû renoncer à dresser un tableau systématique des conséquences des crises sur l'état ou les mouvements de la population comme nous les avons définis ci-dessus et il ne nous a même pas paru possible de tirer une synthèse cohérente, du moins dans les dimensions envisagées pour ce rapport.

Nous devons donc nous contenter de passer en revue ce que chacun des onze auteurs, dans son domaine et selon ses

vues et ses méthodes, apporte à notre sujet.

Nous commencerons par la communication de Madame Christabel Young, remarquablement claire et précise, sur l'évolution de la mortalité en Australie depuis l'origine des statistiques jusqu'en 1914. Utilisant la formule d'Hollingsworth, Madame Young montre que aucune année, depuis que les statistiques de décès sont établies (c'est-à-dire 1825 pour la Nouvelle Galles du Sud et 1860 pour l'ensemble de l'Australie) la mortalité n'atteint l'indice 20 requis pour être qualifiée de crise de mortalité. Analysant ensuite en détail la mortalité due aux principales maladies épidémiques et contagieuses, Madame Young aboutit toujours à la même conclusion. Cependant, l'Australie a connu certaines années, une mortalité anormalement élevée, c'est le cas pour la Nouvelle Galles du Sud en 1825 et 1838-1839, peut-être pour l'Etat de Victoria en 1853 et pour l'Australie toute entière en 1860, 1866-1867 et de 1874 à 1876. Dans ces grandes fluctuations, le taux de mortalité peut ainsi passer du simple au double mais cela n'est pas suffisant pour constituer une crise selon la définition retenue.

I.J. Van Eeden, de son côté, s'est trouvé confronté au problème inverse. Etudiant l'évolution de la mortalité en Afrique du Sud depuis l'origine des statistiques, c'est-à-dire 1910 pour la population européenne, 1937 pour la population noire et 1938 pour la population asiatique, il trouve selon la formule d'Hollingsworth, des crises en 1918, 1919, 1920, 1928 et continuellement de 1930 à 1970... même pour la population européenne. Il propose alors de remonter le seuil de l'indice de crise de 20 à 30. Cependant il observe qu'en 1918, par exemple, seule année où la montée de la mortalité est bien caractérisée, si l'indice dépasse le seuil pour l'Union Sud-Africaine toute entière, ce n'est pas le cas pour tous les Etats, et si l'on descend à l'échelon du district, on découvre que seuls les Noirs du district de Kimberley ont connu une crise de mortalité cette année-là. Autrement dit, l'indice croît avec la population sur laquelle on le calcule.

En fait, en 1918, l'Afrique du Sud, comme beaucoup de pays dans le monde, a été frappée par une épidémie de grippe. Un rapport détaillé de l'administration sanitaire a montré que tous les districts et tous les groupes de population ont été touchés. Cependant, la mortalité n'a pas atteint de valeurs si élevées qu'il soit possible de la comparer aux crises historiques, et on peut dire que l'Afrique du Sud n'a pas connu de vraie crise de mortalité au XXe siècle.

L'année après cette grippe cependant, la fécondité a fléchi, mais les données des recensements sont

insuffisamment précises et complètes pour mesurer, surtout dans la population noire, les perturbations qui ont pu en résulter dans la pyramide des âges.

C'est cependant cette méthode que recommande et utilise Ajit Das Gupta en Inde. Il regrette d'abord que les catastrophes soient trop négligées dans les études et les perspectives de population et observe que les tables de mortalité dressées pour les années de crise sont très rares, bien que les catastrophes jouent un rôle important dans le devenir des populations.

Selon leur nature, ces catastrophes ont des répercussions inégales sur les caractéristiques démographiques. Les guerres conventionnelles, par exemple, amènent une surmortalité des hommes jeunes et créent des distorsions dans le rapport de masculinité par âge. D'un autre côté, les jeunes enfants sont plus sensibles aux crises de subsistances ou à certaines épidémies. Seules, certaines catastrophes localisées frappent également les deux sexes à tous les âges (tremblements de terre, éruption volcanique, ras de marée, bombe atomique) dans tous les autres cas, la structure par âge et par sexe est plus ou moins perturbée. Même dans les pays où les statistiques comportent des erreurs sur l'âge et des omissions, le déficit des jeunes enfants de moins de 15 ans est visible sur la pyramide des âges. Par exemple, la baisse de la natalité, renforcée par la surmortalité infantile peut être décelée sur la structure par âge de l'Inde pour les recensements qui ont suivi trois grandes crises de mortalité : celle de 1896-1900 due à la famine et à la peste, celle de 1918 due à la grippe, et celle de 1943-1947 due à la famine et aux troubles qui ont suivi la partition du pays entre Inde et Pakistan. On pourrait par cette méthode mesurer indirectement les répercussions des crises dans de nombreux pays du Tiers-Monde.

Dallas F.S. Fernando, étudiant la mortalité au Sri Lanka depuis 1900, trouve deux crises, qu'il décèle et mesure d'après l'excédent des décès sur les naissances. La première en 1918-1919 est due à la grippe, elle entraîne de nombreux décès parmi les chefs de famille et multiplie les orphelins, elle amène un excédent de mortalité de 1,6 pour 1.000, et si la population croît, malgré tout cette année-là, de 15,8 pour 1.000, c'est par l'immigration d'ouvriers agricoles indiens. La seconde crise, en 1935, est due à une violente poussée de paludisme. Elle fait de nombreux morts, et aussi beaucoup de malades, ajoutant à la misère qui sévit depuis 1934 du fait de la crise économique et du chômage. Les décès dépassent les naissances de 2,2 pour 1.000, mais la population baisse de 3,6 pour 1.000 à cause des émigrants. Cette grave crise ne frappe pas

également tout le territoire, mais surtout le district de Kurunégala où la mortalité infantile atteint cette année-là le taux incroyablement élevé de 715,6 pour 1.000 contre 481,7 pour 1.000 dans celui de Kervalle, moins touché. Ces pertes inégales sont visibles sur la pyramide des âges lors du recensement de 1953 où le Kurunégala a une proportion de jeunes de 15 à 19 ans nettement moins élevée que les autres districts.

Adoptant une démarche très différente, Lajos Madai étudie les crises de mortalité dans douze pays d'Europe occidentale de 1860 à 1900. Pour définir et mesurer l'intensité des crises, il calcule la droite de régression des taux de mortalité de chacun des douze pays pendant ces 40 années et retient comme :

- crises modestes celles qui dépassent la tendance de 1 à 4 %;
- crises significatives celles qui dépassent la tendance de 5 à 9 %;
- crises graves celles qui dépassent la tendance de 10 à 19 %;
- crises très graves celles qui dépassent la tendance de 20 % et plus.

De 1860 à 1900, il observe ainsi quatre grandes crises :

- 1872-1873 : due au choléra en Autriche (250.000 morts) et en Hongrie (500.000 morts) où la mortalité dépasse la natalité de 1,4 pour 1.000 en 1872 et de 22,4 pour 1.000 en 1873.
- 1866 : due à la guerre Austro-Prussienne. Fait 200.000 morts en Autriche où la mortalité dépasse la natalité de 2,9 pour 1.000.
- 1871-1880 : due à la variole en Hongrie (125.000 morts surtout en 1874).
- 1870-1871 : due à la guerre entre la France et l'Allemagne. En France on compte 200.000 tués, mais aussi 200.000 morts de variole et beaucoup par dysenterie. Ces épidémies se manifestent aussi en Belgique, aux Pays-Bas et en Suisse, comme en Allemagne où, jointes à la guerre, elles provoquent 300.000 morts supplémentaires.

Au total, dans les 12 pays, on compte 21 années de crise grave où la mortalité dépasse de plus de 10 % la tendance soit :

Hongrie	8 ans	Pays-Bas	2 ans	Angleterre-Galles	0
France	2 "	Suède	2 "	Danemark	0
Allemagne	2 "	Belgique	1 "	Italie	0
Autriche	2 "	Suisse	2 "	Norvège	0

Ces années de crise ont provoqué en tout 2.309.000 décès supplémentaires dont 1.009.000 pour la Hongrie seule.

Eric Vilquin, se reportant aux textes de John Graunt (*Observations ...*, 1er vol. 1662, p. 37-39) étudie les crises à Londres, au début du XVII^e siècle, et observe que les années de peste sont aussi des années moins fécondes. D'après Graunt, cette baisse des naissances enregistrées pourrait avoir selon les circonstances, des origines différentes.

- Tant que la peste fait très peu de décès, personne ne fuit et la baisse des naissances ne peut être due qu'aux avortements, les femmes craignant d'être enceintes pendant l'épidémie.
- Quand la peste s'échauffe, la baisse est due surtout aux décès des femmes enceintes et plus encore à la fuite.

Remarquons que Graunt ne dit pas (mais peut-il l'ignorer ?) que la médecine officielle recommande aux hommes de s'abstenir d'avoir des rapports sexuels pendant la peste, or sauf en 1603, ce n'est pas l'année de la pointe de mortalité mais l'année qui suit la baisse des naissances qui est la plus forte.

Toujours d'après les baptêmes, Graunt pense que le repeuplement de Londres, c'est-à-dire le remplacement des victimes de la peste se fait en deux ans seulement; grâce aux immigrants venus de la campagne. Mais ce repeuplement est peut-être un peu moins rapide, les naissances de la deuxième année étant exagérées par les viduités involontaires (veuvages) ou volontaires (continence) de l'année précédente.

Etudiant 18 séries statistiques de décès, allant de la fin du XVI^e siècle au milieu du XIX^e siècle, et concernant des paroisses ou des villes italiennes, L. del Panta et M. Livi Bacci, mettent en évidence un grand nombre de crises de mortalité locales ou générales bien que plusieurs de ces séries soient incomplètes, les décès des hôpitaux et infirmeries n'ayant pu être comptés. La méthode qu'ils utilisent consiste à déterminer un niveau "normal" de décès et à considérer comme crise toute mortalité dépassant la "normale" de 50 % ou plus. Cette "normale" correspond à la moyenne des 11 années au milieu desquelles se trouve

l'année étudiée, après déduction des deux années ayant la plus forte mortalité et des deux années ayant la plus faible. La moyenne mobile ainsi calculée n'est pas perturbée par les pointes de mortalité mais plutôt par la baisse qui suit, soit du fait de l'absence temporaire d'une partie des habitants (qui ont fui la peste par exemple) soit par suite de la surmortalité qui vient de frapper les catégories de la population les plus exposées à la mort. En outre, grâce aux archives sanitaires, ils peuvent dans la plupart des cas préciser la nature de la crise.

AU XVII^e siècle, ils observent de grandes crises générales dues à la peste : d'abord à Palerme et en Sicile en 1624, puis dans l'Italie du Nord, sauf Gênes, en 1630, enfin l'Italie du centre et du Sud, plus Gênes, en 1656, et dans une moindre mesure au typhus en 1629 et de 1648 à 1650.

Au XVIII^e siècle, les crises sont beaucoup plus discrètes, ils mentionnent seulement quelques disettes en 1709, 1716 et 1764-1765, et prêtent attention à certaines épidémies de variole particulièrement virulentes.

Le début du XIX^e siècle, par contre, voit d'abord la fin des grandes crises du passé : le typhus en 1817, la variole en 1829 et une disette de 1815 à 1817, mais aussi l'apparition de nouveaux fléaux comme le choléra qui frappe de larges régions de l'Italie en 1836, 1848, 1855, 1867 et 1885.

Un tableau d'ensemble confirme que le XVIII^e siècle a été pour l'Italie une période de crises rares et bénignes, comparée au XVII^e siècle ou au XIX^e siècle où elles ont été fréquentes et graves, mais nous n'avons guère d'autre élément sur les conséquences que la baisse de mortalité qui suit les crises. Dans une note en appendice, les auteurs tentent de reconstituer par un modèle, le mécanisme par lequel une génération récupère les pertes démographiques éprouvées lors d'une crise et font intervenir trois facteurs : la diminution de l'âge moyen au mariage, la diminution du célibat définitif et l'augmentation de la fécondité naturelle, mais ils n'analysent pas une situation concrète, et se contentent d'exprimer l'action d'ensemble de ces trois facteurs par le taux brut de reproduction. Ils concluent, entre autres, que si une génération perd 30 % ou plus de ses effectifs avant 15 ans, elle ne peut combler son handicap et même avec un taux net de reproduction très élevé, aura une descendance numériquement plus faible que si elle n'avait pas été frappée, ce qui leur permet d'étalonner leur échelle de crises. Ils annoncent enfin un programme important de recherches sur les crises de mortalité historiques. Par ailleurs, pour la Toscane et spécialement pour les paroisses de Fiesole et Saint Godenzo, Carlo A. Corsini a entrepris une étude très détaillée qui

nous donnera également de grandes précisions sur l'évolution démographique et notamment toutes les conséquences des crises.

Etudiant la mortalité de la ville de Grenoble de 1680 à 1764, Monique Bornarel, utilise la moyenne mobile sur 11 ans (mais sans enlever les deux années les plus fortes et les deux années les plus faibles comme dans l'étude de L. del Panta et M. Livi-Bacci) et calcule le pourcentage de chaque année par rapport à cette moyenne. Trois crises ressortent ainsi avec vigueur : 1694, 1724 (la plus forte) et 1743, très différentes dans leur nature. Celle de 1694 fait suite à une disette et s'accompagne d'une baisse importante des mariages et des naissances, mais celles de 1724 et de 1743 sont dues à des épidémies survenues en dehors de toute crise et ni les mariages, ni les naissances ne sont perturbés. De même, la forte récupération des mariages en 1695, puis des naissances sont bien spécifiques de cette crise, rien de tel ne suit les mortalités de 1724 et 1743 qui pourtant dépassent respectivement la moyenne mobile de 99 % et 46 %.

C'est dans une direction très différente que Hans Oluf Hansen a dirigé ses recherches sur les conséquences des crises de mortalité en Suède et en Islande de 1735 à 1900. Définissant la crise comme un dépassement des naissances par les décès, il identifie trois crises en Suède : 1743, 1772-1773 et 1809; toutes les trois minimales au regard des quatre qui frappent l'Islande. Celle de 1707-1708, due à la variole qui fait disparaître près du tiers de la population, celle de 1756 où la mortalité atteint 78 pour 1.000, celle de 1783 due à de violentes éruptions volcaniques, celle enfin de 1784-1785 due à la famine et à la variole conjuguées.

Si l'on considère les courbes à long terme, on voit que le taux de mortalité commence à décroître en Suède dès 1800, mais vers 1860 seulement en Islande, alors que la natalité, dans l'un et l'autre pays, ne baisse qu'à partir de 1880 environ. Le point important, pour Hansen, est de mesurer les répercussions que ces crises entraînent sur la pyramide des âges; étant admis qu'avant 1850 l'une et l'autre population peuvent être considérées comme fermées. A cet effet, Hansen propose un modèle mathématique par simulation qui permet, avec une bonne approximation, de séparer ce qui, dans les variations de la mortalité générale, revient à la structure par âge de la population et celle qui doit être attribuée au niveau de la mortalité elle-même. Malgré leur intérêt, nous ne donnerons pas ici les développements mathématiques de Hansen qui, même réduits, tiendraient plusieurs pages; nous nous contenterons de faire une remarque au sujet du choix de l'espérance

de vie du sexe féminin à 10 ans pour caractériser une table de mortalité. Hansen semble ne pas connaître les travaux de S. Ledermann sur ce sujet qui conduisent à penser que la mortalité féminine à 30 ans serait plus représentative. La précision supplémentaire qui en résulterait serait cependant très minime et ne retire rien au mérite du modèle proposé.

Pour conclure, Hansen vérifie sur la population islandaise que les crises de mortalité entraînent un certain vieillissement, c'est-à-dire un abaissement de la proportion des moins de 15 ans, et une croissance de celle des 65 ans et plus. Il met aussi en évidence le mécanisme intime du phénomène qui réside principalement dans les variations de la nuptialité : l'âge au mariage, toujours élevé avant les crises, s'abaisse brusquement au lendemain de celles-ci, puis s'élève à nouveau progressivement, et reste élevé jusqu'à la crise suivante. La remontée des naissances après les crises n'est donc pas due à un accroissement de la fécondité féminine mais seulement à l'abaissement de l'âge au mariage et les variations de l'âge au mariage apparaissent ainsi comme le principal facteur des perturbations de la pyramide des âges à l'époque antérieure à la transition démographique. Hansen vérifie qu'il en est de même en Suède où, par les registres de population, on connaît la structure par âge tous les cinq ans à partir de 1750. Il note enfin, qu'au point de vue économique, le fardeau des personnes d'âge actif croît rapidement après chaque crise pour s'abaisser lentement par la suite.

C'est dans un contexte beaucoup plus large que J. Dennis Willigan veut étudier les crises de mortalité. Pour lui, la démographie historique évolue actuellement dans des concepts trop étroits parce qu'elle manque de données chiffrées pour les variables non strictement démographiques, d'une théorie en forme de système historique de population et de techniques d'étude adaptées aux problèmes très spéciaux que celle-ci pose nécessairement. Il pense que seul, un système de simulation peut compléter un réseau de variables étoffé; c'est-à-dire comprenant non seulement des variables démographiques mais aussi psychologiques, sociales et économiques. D'ailleurs, une théorie ne pouvant envisager toutes les relations possibles entre toutes les variables, doit nécessairement être sélective. Celle que propose Willigan est basée sur trois composants élémentaires, irréductibles, qui sont : la structure, l'énergie et l'information. Plus complète que les systèmes classiques qui envisagent seulement les conséquences du progrès technique sur une intégration socio-économique plus poussée, la théorie de Willigan admet aussi les effets de déstructuration sociale avec recul technique et

informatif que peuvent provoquer les crises de mortalité. Il donne comme exemple la grande Peste Noire de 1348 qui amène un recul culturel (par la disparition d'une bonne partie des élites intellectuelles) des conflits sociaux (par exemple des révoltes de paysans) et la décadence du système féodal; le tout suivi d'une rénovation des structures sociales et de la mise en place d'un nouveau système de population. Un autre exemple est la grande famine d'Irlande de 1845 à 1848 qui instaure aussi, et pour plus d'un siècle, un nouveau système de population basé sur l'émigration et empêchant toute croissance.

Les trois composantes peuvent être considérées comme des dimensions et l'évolution d'un système peut être synthétisé par une trajectoire dans un espace à trois dimensions = structure, énergie, information.

Pour utiliser la simulation, il faut articuler toutes les variables dans un modèle mathématique. La variable temps étant à la base de tout système de population, tout changement est différentiel et peut s'exprimer en équations différentielles soit linéaire à temps invariant, soit linéaire à temps variant; soit non linéaire (qui peuvent être formulées de façon classique, ou topologique ou par vecteurs matriciels) or, non seulement le système n'est pas forcément linéaire mais il varie dans le temps, il n'est donc pas stationnaire et les équations différentielles restent sans solution.

Willigan échappe à cette impasse grâce à des techniques de simulation qui permettent une approche très différente. Cette méthode dite "difference and sum calculi" est beaucoup mieux adaptée à l'analyse des systèmes de population que le classique calcul différentiel et intégral et devrait devenir bientôt un outil indispensable dans toute théorie de mesure des phénomènes de population dépendant du temps.

Résumée sous forme la plus simple, la seule envisageable ici, le taux de changement est défini dans l'équation :

Quantité A au temps² = Quantité A au temps¹ + intervalle

t¹x taux de changement .

Willigan présente ensuite un exemple en prenant comme valeur-origine des paramètres et fonctions des estimations convenant à une population agraire de taille moyenne en cours d'industrialisation. Une structure à cinq niveaux de classes sociales est insérée dans un réseau de quatre grands sous-systèmes :

1. Statification,
2. Technologie agraire,
3. Technologie industrielle,
4. Direction et conflits sociaux.

Dans ce modèle, une crise grave, introduite au départ, est suivie dans ses conséquences pendant 500 ans. La famine dans les classes inférieures, crée de proche en proche des crises en spirale dans le système de population. Les mécanismes de redistribution alimentaire font croire pendant un temps à une amélioration sociale, mais atteignent un jour la limite de leurs effets et les conflits des classes s'intensifient. Une révolution de la classe inférieure se produit peu après l'année 300 et a pour résultat une restructuration totale, et l'entrée du système dans une nouvelle période d'équilibre.

La place nous manque pour commenter en détail de telles perspectives. Disons seulement que si des simulations de systèmes de population sont déjà étudiés un peu partout, l'introduction de variables psychologiques est rare parce que de telles variables rendent l'analyse trop complexe. Dans le cas présent, l'introduction d'une seule perturbation : la crise de départ simplifie exagérément la réalité. Il reste que Willigan a forgé un outil qui peut être utile dans beaucoup de recherches et dont on peut attendre des développements intéressants.

Après avoir longuement essayé plusieurs systèmes de mesure de l'intensité des crises de mortalité, Jacques Dupâquier adopte, pour sa simplicité et sa plus grande fidélité, celle qui rapporte la différence entre les décès d'une année et la moyenne des décès des 10 années qui précèdent à l'écart-type de la mortalité de ces 10 années.

$$I_x = \frac{Dx - Mx}{x} .$$

Puis, il définit des magnitudes de crises d'après l'indice ainsi obtenu :

- magnitude 1 = crise mineure, indice d'intensité entre 1 et 2;
- magnitude 2 = crise moyenne, indice d'intensité entre 3 et 4;
- magnitude 3 = crise forte, indice d'intensité entre 4 et 8;
- magnitude 4 = crise majeure, indice d'intensité entre 8 et 16;

magnitude 5 = grande crise, indice d'intensité entre 16 et 32;

magnitude 6 = catastrophe, indice d'intensité entre 32 et plus.

tableau qui convient pour décrire les situations courantes mais place toutes les catastrophes, qu'elles emportent 15 % ou 50 % des habitants, dans la même magnitude 6.

L'intérêt de son étude réside surtout dans l'ampleur des séries analysées en collaboration avec M. Demonet. On y trouve, en effet, sur de longues périodes tous les types de populations, et à des époques variées :

- 14 paroisses rurales du Pays nantais de 1576 à 1600 qui, sur 233 années observées au total, ont 49 années de crise (21,0 %) dont une seule atteint la magnitude 5.

Pour l'ensemble, trois périodes critiques ressortent : 1578-1584, 1590-1592 et 1595-1597.

- 44 paroisses du Bassin parisien de 1681 à 1720 totalisant 1594 paroisses-années sur lesquelles 307 (19,3 %) sont des années de crise dont aucune ne dépasse la magnitude 4. Trois périodes principales de crises : 1691-1694, 1708-1710 et 1719-1720.
- 10 régions françaises de 1750 à 1792 présentent 93 années de crise sur 430 années-régions (21,6 %) dont une seule atteint la magnitude 4. Pour l'ensemble de la France, les années de crise se situent en 1759, 1761-1762, 1767, 1772, 1779 et 1782.
- 8 séries nationales de l'Europe du Nord-Ouest plus le Québec, débutant à des dates variées (entre 1645 pour le Québec et 1750 pour la France) dont on peut simplement retenir que la proportion des années de crise est du même ordre de grandeur : 22,4 % dont une seule atteint la magnitude 5.

Dupâquier et Demonet ont aussi calculé l'indice pour les autres séries : naissances et mariages, qui nous permettent de suivre les conséquences des crises. En considérant que pour les mariages et les naissances, la crise est indirecte (c'est une répercussion de la crise de mortalité) et se traduit par un indice négatif, nous avons admis comme état de crise tous les indices inférieurs à -0,5. Dans ces conditions, on observe, en France de 1750 à 1850, par exemple, qu'au début, les crises de 1757, 1759, 1761-1762, 1767 sont accompagnées ou immédiatement suivies d'une baisse des mariages et parfois, pour les deux dernières années, aussi d'une baisse des naissances. Mais, passé 1770, les crises perdent leur caractère traditionnel et les

fortes mortalités accompagnées de baisse des mariages et des naissances apparaissent comme des coïncidences presque fortuites.

En Finlande, dont la longue série commence en 1732, les crises de mortalité sont bien nettes et, là encore, l'accompagnement de la baisse des mariages et des naissances n'est pas constant = la longue crise de 1735 à 1740, n'amène de baisse des mariages qu'à partir de 1739 jusqu'en 1742 tandis que les naissances fléchissent de 1741 à 1743. La crise de mortalité de 1754-1756 reste sans effets, comme celle de 1763, de 1776-1777, de 1783 ou de 1803 ou de 1822. Mais celles de 1785, 1788 et de 1807-1809 ou de 1829-1833 sont accompagnées ou suivies d'une baisse plus ou moins nette des mariages, puis des naissances. En bref, les séries nationales, probablement parce qu'elles sont trop tardives, ne nous donnent pas une image stéréotypée du mécanisme des crises de mortalité. Les mouvements de compensation ou de récupération par exemple, font parfois défaut : c'est le cas en Finlande où la plus grave crise de mortalité, celle de 1808 (magnitude 3), en augmentation de 152 % sur la moyenne des dix années précédentes, n'est suivie d'aucune baisse appréciable des décès.

Les nombres absolus donnent à peu de chose près les mêmes résultats que l'indice dont la valeur relative n'est pas en cause. Il semble bien en définitive que dès le XVIIIe siècle, chaque crise a des conséquences directes, variables selon la nature sur la mortalité, mais que la nuptialité et la natalité sont peu influencées et obéissent surtout à des facteurs psychologiques, sociaux ou économiques beaucoup plus puissants.

II. COMMENTAIRE

Eric VILQUIN

Département de démographie
Université catholique de Louvain
Louvain-la-Neuve

Définir et mesurer l'intensité d'une crise de mortalité, nous avons vu hier à quel point cela est délicat. M. Biraben nous l'a encore montré dans son rapport, les concepts et les méthodes sont extrêmement variés et aucun ne s'est encore avéré, jusqu'à présent, capable d'une application générale. Mais, pour étudier les conséquences démographiques des crises de mortalité, je crois que c'est d'abord et surtout leur nature qu'il faut considérer, et en second lieu seulement leur gravité. Une épidémie de variole et une guerre civile n'affectent pas de la même manière la démographie des populations qu'elles touchent. Il doit même être possible, dans certains cas, de déterminer la nature d'une crise à partir de ses conséquences.

Quand nous constatons une augmentation notable et temporaire de la mortalité dans une population, cela signifie que, pendant une certaine période (disons une année, pour simplifier), il y a eu davantage de morts que les années précédentes et suivantes et que cet accroissement dépasse de beaucoup la simple proportionnalité avec l'évolution numérique de la population. Ces "décédés supplémentaires", quels sont-ils ? La réponse à cette question est essentielle pour déterminer l'impact de cette surmortalité sur la population en cause. Dans un groupe humain, les différents sous-groupes (hommes, femmes, groupes d'âges, classes sociales, etc.) ne sont pas nécessairement frappés de la même manière par le même fléau. C'est la nature de la crise qui détermine l'identité démographique des décédés supplémentaires, laquelle détermine le type de perturbation subie par le groupe dans sa structure et son devenir.

Un cataclysme naturel est l'exemple même de la crise de mortalité non sélective. Si l'effectif est assez important, tous les sous-groupes sont atteints dans la même proportion et la population se trouve réduite homothétiquement, sans que sa structure ni - directement tout au moins - son dynamisme démographiques soient affectés. Mais on ne peut faire de démographie réaliste dans l'ignorance des variables psychologiques. Une grande catastrophe a généralement un impact psychologique assez fort sur les survivants pour perturber plus ou moins durablement leur attitude devant la nuptialité, la fécondité et la migration. Ce n'est pas une conséquence directe, immédiate, de l'élevation de la mortalité, mais ce n'en est pas moins, bien souvent, un tournant décisif dans le comportement démographique de la population concernée. Le choc peut produire la peur et le désespoir, qui entraînent émigration et comportement malthusien. Ou bien, au contraire, la volonté de survivre et de vaincre la fatalité provoquent un sursaut de fécondité. Même si elle respecte la structure de la population, une crise de mortalité n'est jamais démographiquement neutre.

La famine fait souffrir tous les individus (mis à part les détenteurs de stocks, jamais bien nombreux), mais elle ne tue que les plus faibles; les jeunes enfants et les foetus, les vieillards, les malades. Ainsi la structure par âge, la fécondité, la structure sociale se trouvent modifiées. En outre, l'insécurité provoque émigration et hésitation devant le mariage.

Les conséquences démographiques d'une épidémie peuvent varier énormément selon la maladie qui sévit. Telle affection touchera indistinctement tous les sous-groupes d'une population, telle autre décimera spécifiquement les nouveaux-nés, par exemple. Leurs conséquences indirectes seront également diverses et souvent complexes. Notre prédécesseur, John Graunt, a ainsi remarqué que la peste provoquait à Londres un ensemble de réactions variées dont la résultante était la disparition des effets de l'épidémie dans un délai (un peu sous-estimé) de deux ans. Le fléau fait mourir des femmes et des hommes susceptibles de procréer, il fait mourir, avorter ou fuir des femmes enceintes, mais, en compensation, les immigrants ruraux qui viennent massivement occuper les emplois et les logements laissés vacants par les pestiférés sont beaucoup plus féconds que les citadins; aussi comblent-ils à la fois le déficit d'effectif et le déficit de fécondité. En exagérant un peu, on peut conclure que la peste sévissant à Londres dépeuple la campagne environnante. Ce bon exemple d'analyse des effets démographiques de la peste nous vient du XVII^e siècle : quels progrès avons-nous faits depuis ?

Selon le lieu, l'époque, la civilisation, les guerres, elles aussi, peuvent toucher uniformément toute une population ou sélectivement des sous-groupes particuliers. Dans ce dernier cas même, l'impact démographique de la guerre dépend largement de l'identité des victimes. Une guerre qui ne tue des militaires perturbe considérablement nuptialité et natalité si l'armée a été composée par mobilisation générale; son effet est très différent si l'armée est constituée d'engagés volontaires, en grande majorité jeunes et célibataires; et si les soldats, de par leur situation sociale, étaient pratiquement voués au célibat (cadets nobles sans fortune...), leur disparition ne concerne pas la fécondité...

Voilà, en désordre, quelques éléments d'une typologie des crises de mortalité mise en relation avec une typologie de leurs conséquences démographiques. Les nombreux exemples cités par M. Biraben et ceux que vous n'allez pas manquer d'y ajouter peuvent modifier et compléter cette esquisse, mais son intérêt me paraît réel. Reste à identifier et mesurer l'impact démographique des crises. C'est un problème de données, de méthodes, d'instruments : la technique et le quantitatif reprennent ici la parole.

III. DISCUSSIONS

J.N. BIRABEN : Malgré le travail considérable des auteurs des communications, je ne cache pas que je suis très déçu par mon rapport. D'une part, si l'on peut traiter isolément la mesure de l'intensité, ou l'étendue géographique, ou la chronologie, ou la nature des crises de mortalité, il est impossible de traiter de leurs conséquences sans les lier à toutes ces caractéristiques puisqu'elles en procèdent et peuvent différer selon les causes et les circonstances. D'autre part, la variété des méthodes employées pour aborder le sujet était telle qu'aucune synthèse cohérente ne pouvait en être tirée.

Mon rapport servira donc davantage à préciser un peu mieux les problèmes qui se posent qu'à apporter des conclusions ou une synthèse qui apparaîtrait dans l'état de la question, encore très prématurée.

A. DAS GUPTA : Je m'adresse ici aux démographes. Si l'on n'étudie pas la démographie historique, on risque de perdre les perspectives de l'histoire; c'est pourquoi je suis un peu gêné quand je vois les projections de population se développer calmement, comme si aucune catastrophe ne pouvait survenir dans le futur. Cette vue me semble peu réaliste. Peut-être dans l'état actuel des techniques est-il impossible de prédire les catastrophes, et de prévoir quand elles vont arriver, mais il faudrait faire des efforts en ce sens. Ainsi, ne devons-nous pas étudier les crises de mortalité seulement du point de vue de la connaissance du passé. Bien que la communication de notre collègue australienne sur les vestiges préhistoriques m'ait beaucoup intéressé, je suis plus intéressé encore par le développement d'une méthodologie qui permettrait de prévoir les catastrophes futures.

D.F.S. FERNANDO : Dans ma communication, j'ai essayé d'attirer l'attention sur les effets de l'épidémie de malaria de 1935, sur la structure par âge et sur l'effectif total de la population tels qu'on a pu les mesurer au recensement de 1953. Nous trouvons alors, sur la pyramide des âges, un creux correspondant aux classes nées en 1934-1938. 82 % seulement des filles nées durant cette période ont survécu. Ce creux est particulièrement marqué dans le district de Kurunégala où l'épidémie a fait le plus de ravages et où le quotient de mortalité infantile a atteint en 1935 le niveau effroyable de 715 pour mille. Dans ce district, 70 % seulement des enfants nés en 1934-1938 étaient encore vivants en 1953.

Voici maintenant quelques indications sur les répercussions que cette épidémie a eu sur la fécondité : les filles nées pendant la période 1934-1938 ont atteint leur période de fécondité maximale en 1963, année de recensement : elles formaient alors le groupe d'âges 25-29 ans, qui fournit habituellement à Ceylan 28 % des naissances. Or, en 1963, du fait de l'épidémie de malaria de 1935, ce groupe d'âges se trouvait relativement réduit; il en est résulté une baisse du taux de natalité sans que la fécondité légitime ait changé. C'est ce qu'on voit en analysant l'évolution survenue entre les deux recensements de 1953 et de 1963 : structure d'âges et retard de l'âge au mariage expliquent à eux seuls la baisse de la fécondité. Au contraire, de 1963 à 1971, des cohortes plus nombreuses sont arrivées aux âges féconds; elles formaient 24 % de la population totale en 1971, au lieu de 22 % en 1963. Alors, c'est la baisse de la fécondité qui explique, à 71 %, celle de la natalité.

H.O. HANSEN : J'ai essayé d'analyser les effets des crises sur les tables de mortalité de la Suède et de l'Islande, ce qui m'a amené à calculer ces dernières pour les années 1785 à 1900.

M. LIVI-BACCI : Une question qui pourrait avoir de l'importance pour les "pays nouveaux". Nous connaissons des îles de la Méditerranée qui ont été entièrement dépeuplées à la suite de mortalités catastrophiques, surtout quand il s'agissait de très petites communautés. Connaît-on des exemples similaires dans les pays nouveaux où les groupes de migrants devaient être isolés ? La distribution spatiale de la population dans les pays nouveaux a-t-elle été affectée par de grandes crises de mortalité ?

L. MADAI : J'ai comparé la tendance de la mortalité dans des pays d'Europe voisins les uns des autres, de 1860 à 1900.

Pour la Suède et la Norvège, on ne trouve aucune corrélation, ce qui s'explique peut-être par une plus faible densité.

Les "trends" de mortalité de l'Angleterre ne présentent non plus aucune corrélation avec ceux des pays voisins (France, Belgique, Pays-Bas, Danemark, Suède), ce qui s'explique sans doute par l'isolement de ce pays. Ainsi, on trouve, pour 1874-1875, une surmortalité assez marquée (60.000 décès) pour la seule Angleterre, due sans doute à une épidémie isolée de grippe.

Au contraire, entre la Belgique et les Pays-Bas, la corrélation est très forte, particulièrement en 1866 et en 1870-1871.

De même pour la France et l'Allemagne, qui souffrent toutes deux d'une épidémie de variole au cours des années de guerre.

En ce qui concerne la Suisse et l'Italie : la première est surtout touchée en 1871 (22.000 décès supplémentaires), la seconde en 1866-1867, lors de la guerre avec l'Autriche.

Quant à l'Autriche et à la Hongrie, elles présentent une très forte corrélation : forte surmortalité en 1872-1873, à l'occasion d'une épidémie de choléra. Alors, le taux brut de mortalité a atteint 65,1 pour mille en Hongrie, ce qui est le record pour les 10 pays examinés.

Charles Keleti, premier président de l'Office Central de Statistique, a présenté à une séance de l'Académie des

Sciences de Hongrie trois cartes illustrant les conséquences démographiques des crises de mortalité. La première montre la situation en 1870 : le taux de croissance est alors parfois positif. La seconde montre qu'en 1872, l'épidémie de choléra, venue de Russie et de Roumanie, se répand progressivement du sud au nord. La troisième présente la situation en 1873 : la mortalité l'emporte alors partout sur la natalité; il y a un demi-million de décès supplémentaires. Du coup, pour l'ensemble de la décennie, le taux d'accroissement de la population hongroise n'est que de 0,11, alors que celui de la population anglaise atteint 1,11 pour la même période. C'est ce niveau que la Hongrie atteindra dans la décennie suivante.

M.-L. MARCILIO : Au Brésil, les crises ne peuvent guère être suivies dans leurs conséquences qu'à partir du XIXe siècle. En voici trois exemples : l'épidémie de choléra, venue d'Europe, qui s'est répandue vers le Sud à partir de Recife; de même la fièvre jaune dans les années 1850 et la grippe espagnole en 1919. Pour la période antérieure, on sait seulement qu'à chaque arrivée de navire négrier, on appliquait la quarantaine, par crainte de la variole.

J.-N. BIRABEN : Je ne puis faire une réponse complète à M. Livi-Bacci, mais je relève dans la contribution de Mme Young sur l'Australie qu'un certain nombre d'épidémies amenées par les navires ne se sont pas répandues, parce que le peuplement n'était pas suffisamment dense, et que les épidémies de rougeole en particulier ne se sont entretenues que lorsqu'une certaine densité a été atteinte. Elle a dressé la statistique pour plusieurs de ces épidémies - en particulier la typhoïde - en montrant qu'elles sont liées au peuplement.

L. HENRY : Je veux souligner l'importance de ce qu'a dit M. Das Gupta. Quand elles construisent des barrages, les entreprises n'imaginent pas que l'avenir sera exempt d'inondations, et elles consultent les archives. Contrairement à ce qu'un certain nombre de gens croient, la démographie historique n'est pas une amusette de gens curieux; elle est absolument intégrée dans le processus de développement de la démographie. Il y a une démographie actuelle, qui sert à l'information, mais le développement de la démographie en tant que science est absolument dépendant de celui de la démographie historique. Le seul trésor d'observation que nous avons, c'est le passé.

J'en reviens au sujet de cette séance. Un aspect des conséquences démographiques des crises, c'est la modification de la pyramide des âges. Il n'est pas certain qu'elle soit profondément atteinte par les crises : d'après les travaux d'Hervé Le Bras, les crises récurrentes ne provoquent que des modifications mineures, et la répartition par âge oscille autour d'un modèle peu variable, tant que la fécondité reste constante. Les travaux de Coale et de Bourgeois-Pichat montrent que la mortalité, sauf si elle est très sélective par âge, ne modifie que relativement peu la pyramide des âges.

Nous avons peu de données sur un passé éloigné, mais, pour la France, nous avons pu reconstituer la pyramide des âges de 5 ans en 5 ans depuis 1740. Or, on observe peu de modifications avant 1790. Même après les guerres de la Révolution et de l'Empire, la pyramide des âges de la population française est moins perturbée qu'elle ne l'a été après la guerre de 1914. Je crois donc que les plus grandes modifications des pyramides d'âges ne sont pas du passé, mais du présent. Il en est de même pour toutes les populations belligérantes de l'époque contemporaine, parce que les guerres provoquent des mortalités ultra-sélectives.

Il serait très tentant de mesurer les conséquences de certaines catastrophes par l'examen des pyramides d'âges, mais je ne suis pas sûr que les répartitions disponibles pour le passé soient suffisamment précises pour refléter de manière convenable les perturbations qu'elles ont subies. Aussi, vais-je poser une question : je crois savoir que l'une des pyramides les plus anciennes que l'on connaisse est celle de Florence en 1427; y trouve-t-on un reflet de catastrophes connues de la fin du XIVe et du début du XVe siècle ?

H.O. HANSEN : Je ne puis répondre directement à cette question, mais j'aimerais attirer votre attention sur le cas de l'Islande, pour laquelle nous avons plusieurs recensements anciens : 1703, 1729, 1785, 1801. La structure par âge semble avoir beaucoup varié, du moins pour le bas et le haut de la pyramide. Je crois qu'il y a eu un vieillissement important après l'épidémie de variole de 1707, l'épidémie de rougeole de 1755-1756 et la famine de 1783-1785 causée par l'éruption volcanique de 1783, conjuguée à la variole. Les pyramides d'âges de 1729 et de 1801 montrent un vieillissement considérable : on trouve, en 1729, 13 % de femmes âgées de 65 ans et plus, au lieu de 5,7 % en 1703. Or, ce vieillissement n'est pas dû à une baisse de la fécondité; il est lié à des structures de mortalité très différentes de celles que nous connaissons aujourd'hui, même dans les pays sous-développés. La

proportion des jeunes s'est trouvée également gonflée, mais ce n'est qu'indirectement imputable à la mortalité de crise : celle-ci a rompu bien des couples; il y a eu alors abaissement de l'âge au mariage; avec les taux de fécondité légitime élevée que connaissait alors l'Islande, le nombre de naissances a augmenté, ainsi que la proportion des jeunes, en même temps que le nombre des personnes âgées gonflait l'autre extrémité de la pyramide. Le résultat a été une détérioration grave des rapports socio-économiques après la forte mortalité.

J. DUPAQUIER : Je n'ai pas sous les yeux la pyramide des âges de Florence, mais, autant que je m'en souviens, il y a une rupture dans cette pyramide : les générations âgées de plus de 18 ans ont été fortement réduites par la peste; au contraire, les jeunes générations sont nombreuses, ce qui témoigne de l'ampleur de la récupération : les deux parties de la pyramide s'ajustent mal.

En général, les mortalités semblent moins marquer la répartition de la population par âges que la récupération qui les suit : au moment même de la crise, le nombre des naissances diminue, mais très vite les mariages reprennent et il naît des générations pléthoriques. la crise provoque un remplacement accéléré des ménages et, dans les dix années qui suivent, bien que le nombre des femmes en âge d'être mères ait diminué, on a plus de naissances que dans les dix années qui avaient précédé. C'est du moins ce que l'on observe en France à la fin du XVII^e siècle. par conséquent, la crise provoque moins un phénomène de classes creuses qu'un phénomène de classes pleines. Sur les courbes de natalité de l'époque, on distingue un phénomène de génération : toutes les 30 années environ, dans presque toutes les statistiques, on aperçoit de hauts niveaux de naissances qui se répondent.

Pour répondre à M. Hansen, j'ajoute que la mortalité ne peut guère provoquer de grandes modifications de la pyramide des âges en particulier une mortalité provoquée par un tremblement de terre, une éruption volcanique : en ce cas, les taux par classes d'âges devraient être égaux, puisque les chances de survie ne sont guère fonction de l'âge; toutes les classes d'âges se trouvent également amputées; l'effectif de la population est réduit. Le vieillissement ne pourrait guère être provoqué que par une mortalité différentielle, frappant surtout les jeunes enfants, comme dans le cas de la variole. Dans les autres cas, ce sont les modifications de la natalité qui jouent le rôle déterminant.

L. HENRY : Un mot sur le cas de l'Islande en 1703, auquel j'ai naguère consacré une note. C'est une population très particulière, qui ressemble aux populations modernes en ceci qu'il y a une proportion importante de personnes âgées. A l'époque, j'avais été surpris par le très bas niveau de la natalité islandaise au début du XVIIIe siècle : le taux de natalité était de l'ordre de 20 pour mille. Les tableaux dont je disposais donnaient aussi la répartition de la population par âge et par état matrimonial. Or, en appliquant à la population un taux de fécondité légitime vraisemblable - celui de la Suède au XVIIIe siècle - on obtenait, à peu de choses près, le nombre de naissances observé. En y regardant de plus près, j'ai constaté que la proportion des femmes célibataires était considérable, dépassant tous les niveaux jamais observés en Europe. Ces observations sont tout à fait en accord avec ce que vient de dire M. Dupâquier : la modification de la pyramide des âges de l'Islande semble bien due à une basse natalité.

H.O. HANSEN : Je suis d'accord sur l'augmentation de la proportion des moins de 15 ans après les crises, mais je veux répondre à M. Dupâquier que la proportion de la population féminine islandaise âgée de plus de 65 ans était de 5,7 % en 1785 et en 1801 de 9,1 %. Comment expliquer ceci par les changements de la natalité ? En outre, je dispose de tables de mortalité qui montrent directement les changements survenus dans la mortalité.

H.V. MUHSAM : D'après les propos tenus par MM. Henry et Dupâquier, on a l'impression que le seul effet des crises de mortalité serait la modification de la structure par âge. Une énumération bien plus complète des effets possibles d'une crise de mortalité peut être trouvée dans un livre intitulé *After Nuclear Attack*, par David M. Heer (New York, Praeger, 1965). L'auteur décrit les effets démographiques d'une guerre nucléaire : l'effet sur la répartition des âges est nul, comme serait celui d'un tremblement de terre; mais la distribution géographique de la population est bouleversée, ce qui implique des migrations de rééquilibrage; ensuite, la structure des familles est changée : augmentation du nombre des veuves et des orphelins, dans une proportion supérieure à ce que donnerait un tremblement de terre : si les enfants se trouvent à l'école, ils peuvent survivre, tout en ayant perdu leurs parents, ou réciproquement; en cas de veuvage, le remède est le remariage, mais cela ne peut assurer une complète récupération.

C. DESAMA : Je voudrais corriger l'impression laissée sur les participants par les courbes de mortalité présentées par M. Madai. En fait, l'amplitude catastrophique de certaines courbes tient en partie à la construction même du graphique et à l'échelle utilisée. Cela pourrait faire croire qu'en Belgique l'épidémie de choléra de 1866 a été catastrophique; en fait, elle a été relativement modeste dans ses effets, et il n'en est résulté aucune modification sensible de la pyramide des âges (celle-ci ne commence à se modifier que vers 1880, avec la baisse de la fécondité). En revanche, il semble que la dernière grande crise de subsistances de 1847 qui a affecté les Flandres a eu des effets lointains, car, après une récupération, ces provinces n'ont plus jamais atteint les taux de fécondité d'avant 1847, et elles ont commencé à opérer leur transition démographique.

A. DAS GUPTA : J'interviens dans la discussion qui a suivi les observations de M. Henry pour ajouter que, lorsqu'on examine la pyramide des âges de la population de l'Inde et du Bengla-Desh, on trouve des écarts significatifs dans la répartition des cohortes, et ces écarts correspondent aux catastrophes connues.

Toutefois, je suis d'accord avec M. Dupâquier sur le fait que les fortes mortalités ne modifient pas significativement les structures d'âge. Ce sont les changements des taux de natalité et de mortalité infantile qui se marquent, d'une manière équivalente, sur la pyramide des âges. Si le quotient de mortalité infantile saute de 100 ou 200 pour mille à 800 comme cela peut arriver avec les grandes famines, alors vous voyez le résultat : il se forme une classe creuse qui scie la pyramide des âges.

G. CABOURDIN : Il faut attirer l'attention sur un phénomène voisin : il me semble que selon le type d'épidémie, il y a des degrés de contagiosité, de vulnérabilité et de mortalité. Dans certains cas, un ou deux membres de la famille peuvent disparaître; alors se posent les problèmes de l'orphelinat et du veuvage. Dans d'autres cas - dont nous avons des exemples en Europe centrale au XVI^e et au XVII^e siècle, en particulier dans les pays germaniques entre 1630 et 1660 - la famille entière disparaît : cela pose le problème des effectifs et surtout du nombre des feux.

J. DUPAQUIER : Je réponds d'abord à M. Das Gupta que l'effet de la mortalité infantile sur la pyramide des âges

n'est pas niable; elle agit comme une réduction de la fécondité; si elle augmente lors d'une crise, cela contribue à creuser la classe d'âge correspondante. Mais, ce qu'on a observé dans toutes les études, c'est que la mortalité infantile augmente relativement moins que celle des adultes. Si la mortalité à tous les âges, lors des grandes crises du passé, avait été multipliée par 3 ou par 4, le quotient de mortalité infantile aurait souvent atteint 1.000 pour mille, et pas un enfant n'aurait survécu. Or, ce n'est pas du tout ce qu'on observe : la mortalité de crise semble en grande partie additive, et non multiplicative.

A la question posée par M. Desama sur la crise de 1847 en Flandre, je n'ai pas d'éléments pour répondre. J'observe toutefois que la crise de 1847 n'est pas particulière à la Flandre, que c'est une crise européenne, où la question des subsistances a joué son rôle en même temps que les épidémies; enfin, que la baisse de la fécondité qu'il observe en Flandre à partir de cette date a peut-être d'autres causes que la crise de 1847 : ne s'agit-il pas d'une tendance générale de la fécondité en Europe ?

Je suis bien d'accord avec M. Musham sur le fait que les crises ont d'autres effets que la modification des structures par âge. Dans nos interventions improvisées, nous n'avons eu la prétention, ni M. Henry, ni moi-même, de dégager toutes les conséquences démographiques des crises. M. Musham a raison d'évoquer les modifications survenues dans la distribution géographique de la population et dans la structure des familles; il faudrait même ajouter l'abaissement de l'âge au mariage, le recul du célibat, l'augmentation de l'illégitimité, de l'errance et de la mobilité. Il est certain que nous sommes bien loin d'avoir épuisé le sujet.

Un dernier mot pour M. Hansen : le vieillissement d'une population me semble dû essentiellement à la baisse de la fécondité. Si, en Islande, le nombre des personnes âgées augmente, il faudrait se poser la question de savoir s'il ne s'agit pas d'un phénomène de génération : peut-être a-t-elle mieux échappé, par hasard, aux crises de mortalité; peut-être les classes plus jeunes ont-elles été décimées par des épidémies de variole ? Il est probable que la pyramide des âges de l'Islande ne présentait pas la belle régularité des modèles. C'est un cas d'espèce : il faudrait voir.

H.O. HANSEN : Je suis partiellement d'accord, mais si l'on calcule les populations stables correspondant à nos tables de mortalité, pour 1785 et 1801, on trouve un

vieillissement marqué, qui doit être dû au déclin de la mortalité.

C. CARDOSO : Je reviens sur le problème des crises de mortalité dans les pays neufs, question évoquée hier par M. Ile Marcilio. Dans les pays de peuplement récent, nous avons des problèmes très différents de ceux qui caractérisent les populations européennes d'Ancien Régime. Quand on évoque la perturbation de la pyramide des âges du fait des grandes mortalités, on se réfère implicitement à des populations relativement stables, peu perturbées par des migrations, et assez homogènes. En Amérique latine, il faut toujours prendre en considération le comportement différentiel devant les crises des groupes ethniques et sociaux.

En Guyane française, les mortalités du XVIIIe siècle se caractérisent toujours par une très haute mortalité des Indiens; ensuite vient celle des Noirs et enfin celle des Blancs. En outre, dans les pays nouveaux, les pyramides des âges ont un aspect très particulier du fait des migrations. Par exemple, en Amérique espagnole, et aussi en Guyane, il y a concentration chez les Blancs dans le groupe d'âges 20-29 ans; celle des Noirs est aussi très particulière. On ne peut donc traiter ces populations en bloc, comme les populations européennes de la même époque. D'autre part, il y a des catastrophes très particulières, comme celle de Kourou, en Guyane française : en 1763, la couronne de France a décidé de coloniser la Guyane en envoyant des migrants - peut-être 10.000 -. Là-dessus, il y a eu une mortalité effroyable (6.500 personnes au moins), mais la population établie depuis longtemps n'a pas souffert et a même gagné 5.000 à 6.000 personnes. Du point de vue de la Guyane, peut-on parler de crise ?

J.-N. BIRABEN : Je puis confirmer ce qui a été dit tout à l'heure à propos des orphelins. M. Fernando en parle à plusieurs reprises dans sa contribution. C'est un problème qui s'est posé aussi dans le passé, et j'en ai trouvé de nombreuses mentions lors des épidémies de peste du XVIe et du XVIIe siècles : de nombreuses municipalités ont dû prendre des mesures particulières.

Au sujet des structures par âge, il est certain qu'elles sont plutôt perturbées par les variations de la fécondité que par celles de la mortalité, mais la mortalité infantile joue un rôle spécial. En outre, pour revenir sur ce que j'ai dit hier, le paludisme et même la peste peuvent provoquer des avortements spontanés; mais il faut tenir

compte des prescriptions médicales de l'époque, qui mettent les hommes en garde contre la fornication, et déconseillent les relations conjugales en période d'épidémie.

Le problème des structures par âge a été évoqué dans la contribution de I.J. Van Eden, mais les déclarations d'âges lui semblent tellement mauvaises qu'il lui paraît impossible d'en tirer des conclusions sur les crises antérieures, particulièrement avant 1900. Personnellement, je pense comme M. Das Gupta que l'examen de la répartition des âges doit nous donner d'utiles renseignements. Je pense à l'exemple du Paraguay, qui a perdu vers 1860 le tiers ou la moitié de sa population dans l'in vraisemblable guerre qu'il a soutenue contre l'Argentine et le Brésil. La pyramide d'âges des trois recensements postérieurs porte trace de cette catastrophe : les générations nées pendant la guerre ont un effectif de moitié inférieur à celui des générations normales, sans compter la dissymétrie chez les adultes.

E. VAN DE WALLE : Je n'ai à apporter qu'une précision de fait au sujet de la Flandre : elle a été soumise à une longue crise économique, bien antérieure à 1847. En ce qui concerne la fécondité matrimoniale, elle ne semble pas avoir été affectée par la crise, et ne cesse de monter ensuite, pour atteindre, vers 1880, le niveau le plus haut connu en Europe; alors que dans le Hainaut, la baisse commence vers 1660. Par contre, la proportion des mariés est très basse en Flandre en 1846; je crois qu'elle remonte ensuite.

TABLE DES MATIERES

AVANT-PROPOS		3
INTRODUCTION		
Background Paper to First Theme. An Introduction to Population Crises	Thomas H. HOLLINGSWORTH	17
A Preliminary Suggestion for the Measurement of Mortality Crises	Thomas H. HOLLINGSWORTH	21
CONTRIBUTIONS		
Mortality Crises in Nineteenth Century France	Paul Vauthier ADAMS	29
A Malaria Epidemic in Denmark	Otto ANDERSEN	33
La peste de 1656 dans le Diocèse de Salerne: quelques résultats et problèmes	Carlo A. CORSINI G. DELILLE	51
Catastrophes and their Population Symptoms	Ajit DAS GUPTA	61
Chronology, Intensity and Diffusion of Mortality in Italy, 1600-1850	Lorenzo DEL PANTA Massimo LIVI BACCI	69
L'analyse statistique des crises de mortalité	Jacques DUPAQUIER	83
Some Age Structural Consequences of Mortality Variations in Pre- Transitional Iceland and Sweden	Hans-Oluf HANSEN	113
Contribution à l'histoire de la peste en Hongrie au XVIIIe siècle	Balint ILA	133
Recherches macrorégionales sur la mortalité en Europe septen- trionale sous l'ancien régime	Arthur E. IMHOF	139

A Note on Professor Hollingsworth's Crisis-Intensity-Index	Hans Chr. JOHANSEN	153
Les crises de mortalité en Europe dans la deuxième moitié du XIXe siècle	Lajos MADAI	157
Crises of Mortality. A Comment on the Paper of T.H. Hollingsworth	Peter MARSCHALCK	171
The Intensity of the Mortality Crises in Spain: An Outline of their Regional Differences Over Time	Vicente Perez MOREDA	179
Crises of Mortality in Hungary in the 19th Century	Egon SZABADY	199
Epidemics of Infectious Diseases in Australia Prior to 1914	Christabel M. YOUNG	207
Le choléra de 1832 dans le Bas-Canada : mesure des inégalités devant la mort	Louise DECHENE Jean-Claude ROBERT	229
BIBLIOGRAPHIE		
Bibliographie Internationale sur les Crises de Mortalité	J. DUPAQUIER T.H. HOLLINGSWORTH W. KÜLLMANN N. SANCHEZ-ALBORNOZ	257
RAPPORTS		
Problems of Population Crises. Organizer's Report	Thomas H. HOLLINGSWORTH	271
1ère SEANCE		
I. Rapport		
Crises of Mortality: Periodicity, Intensity, Chronology and Geographical Extent	Andrew B. APPLEBY	283
II. Commentaire	Arthur E. IMHOF	297
III. Discussions		299
2e SEANCE		
I. Rapport		
Nature and Dynamics of Crises (Including Recent Crises in Developing Countries)	Sólvi SOGNER	311

II. Commentaire	Jacques DUPÂQUIER	333
III. Discussions		336
3e SEANCE		
I. Rapport		
Les conséquences démographi- ques des crises de mortalité	Jean-Noël BIRABEN	345
II. Commentaire	Eric VILQUIN	357
III. Discussions		359

© Copyright

INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC
STUDY OF POPULATION

ORDINA EDITIONS
5, rue Forgeur
B-4000 LIEGE

Imprimerie DEROUAUX
10, place Saint Jacques
B-4000 LIEGE

D/1979/1767/6
ISBN 2-87040-015-2



ORDINA EDITIONS
5, rue Forgeur
B - 4000 LIEGE (Belgium)